


FUNDESCOLA
Ministério da Educação - Banco Mundial

pnud

**27 e 28 | maio
2002**



*Encontro
Determinantes do
Sucesso Educacional*

ipea

Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

local:
IPEA/RJ
Auditório do 10º andar

segunda-feira, 27 de maio

09:00 APRESENTAÇÃO

09:15 PERÍODO 1

Base de Dados INEP | João Batista Gomes Neto

Base de Dados IBGE | Elisa Caillaux

Comentários | Ines Pestana

Debate

11:45 INTERVALO PARA ALMOÇO

13:30 PERÍODO 2

Transmissão Intergeneracional de Educação | Letícia Marteleto

Modelo Hierárquico de Progressão | Eduardo Rios Neto

Determinantes da Repetência | Naércio Menezes-Filho

Comentários | Francisco Ferreira

Debate

16:30 COFFEE BREAK

16:45 PERÍODO 3

A Teoria de Resposta ao Item | Rubem Klein

Metodologias para Equalização das Notas | Inácio Cano

Comentários

Debate

terça-feira, 28 de maio

09:30 PERÍODO 1

O Impacto da Promoção Automática | Maria Eugenia Ferrão

Desempenho de Escolas Particulares e Públicas | Francisco Soares

Determinantes do Desempenho Educacional | Angela Albernaz

Comentários | Kaizô Beltrão

Debate

12:00 INTERVALO PARA ALMOÇO

13:45 PERÍODO 2

O Impacto do Plano Pedagógico | Cresco Franco

O Impacto do PDE | Amber Gove

Avaliação do Desempenho | Lia Rosenberg

Comentários | Alberto Mello Souza

Debate

16:30 COFFEE BREAK

16:45 PERÍODO 3

Agenda de Pesquisa e Conclusões de Política

Comentários

Debate

Desigualdade regional e intergeracional de
oportunidades: A matrícula e a escolaridade
de crianças e jovens no Brasil

Letícia Marteleto

Desigualdade regional e intergeracional de oportunidades: A matrícula e a escolaridade de crianças e jovens no Brasil

Letícia Marteleto - Departamento de Demografia e CEDEPLAR/UFMG

As disparidades dos níveis e oportunidades educacionais são apontadas como importantes fatores explicativos das desigualdades sociais e econômicas no Brasil, o que torna extremamente importante a investigação dos determinantes da educação e sua distribuição de oportunidades. A maior parte da desigualdade educacional Brasileira ocorre no início da carreira educacional, tornando crucial o estudo dos determinantes da educação fundamental pelo seu potencial de reduzir desigualdades nas gerações presentes e futuras.

Em um contexto de transição demográfica, a conseqüente diminuição da participação de crianças e jovens na composição populacional representa um alívio no ritmo de crescimento de matrículas que pode ter beneficiado a distribuição de oportunidades educacionais. O ajuste de indivíduos e instituições educacionais à mudança na composição etária pode ter potencialmente alterado uma distribuição educacional desigual. A base da distribuição educacional brasileira tornou-se mais meritocrática durante as últimas décadas, período de profundas mudanças na estrutura etária? As desvantagens na escolaridade e matrícula atribuídas à origem sócio-econômica diminuíram? Além disso, as desigualdades regionais na distribuição de oportunidades educacionais diminuíram? Tendo em vista os baixos níveis de escolaridade e alta desigualdade de oportunidades educacionais combinados com a rápida queda da fecundidade, o Brasil apresenta um caso interessante e único para a investigação destas questões.

Os dados das PNADs 1976 a 1999 são utilizados neste trabalho com o objetivo de responder a estas questões. Primeiramente, é investigado o padrão da matrícula, anos de estudo e repetência escolar para crianças e jovens de 7 a 14 anos ao longo das últimas três décadas. Em seguida, os determinantes dos anos de estudo e matrícula das coortes de 1963 e 1983 - pré e pós-transição demográfica - são analisados para todo o país, além de Nordeste e Sudeste separadamente. Resultados das análises multivariadas são utilizadas para simulações e decomposições, elaboradas com o objetivo de se entender o papel dos fatores de origem familiar na determinação de oportunidades educacionais ao longo do tempo.

Os resultados mostram uma melhoria nos indicadores educacionais da coorte mais jovem, além da suavização das curvas das relações entre escolaridade dos pais e matrícula e anos de estudo dos filhos. As crianças da coorte mais jovem não são tão penalizadas em termos de matrícula e anos de estudo por terem pais com baixa escolaridade, como eram as da coorte mais velha. A desigualdade de oportunidades educacionais determinada pela transmissão intergeracional da educação diminuiu, ou seja, o papel da origem social na determinação da educação se tornou mais fraco. Entretanto, a forte associação entre educação de pais e filhos persiste, sendo ainda maior no Nordeste. As decomposições regionais demonstram que a defasagem educacional das crianças nordestinas deve-se principalmente ao efeito negativo da baixa escolaridade dos pais, e não à grande proporção de pais com baixa escolaridade no Nordeste. Os resultados demonstram a persistência das disparidades advindas da transmissão intergeracional e regional nas oportunidades educacionais dos jovens brasileiros.

Introdução

O objetivo desse artigo é examinar se e como a relação entre origem social e os níveis educacionais das crianças e jovens se alterou após vinte anos marcados por profundas mudanças sócio-econômicas e demográficas. As disparidades dos níveis e oportunidades educacionais são apontadas como importantes fatores explicativos das desigualdades sociais e econômicas no Brasil, o que torna extremamente importante a investigação dos determinantes da educação e sua distribuição de oportunidades. A desigualdade educacional – tanto em termos de quantidade quanto de qualidade do ensino – é tida como uma das principais razões para as desigualdade salariais e no mercado de trabalho, contribuindo para a transmissão intergeracional da desigualdade (LAM e LEVISON, 1991; BARROS e LAM, 1996; LAM, 1991; DUREYA, 1997; LAM, 1999). A educação tem se mostrado importante no combate a desigualdade tanto para as gerações atuais quanto para as gerações futuras. O estudo dos determinantes da educação é crucial pelo seu potencial de reduzir desigualdades nas gerações presentes e futuras. Ainda mais importante é o exame da educação básica, já que a maior parte da desigualdade educacional Brasileira ainda ocorre no início da carreira educacional.

Em um contexto de transição demográfica, a conseqüente diminuição da participação de crianças e jovens na composição populacional representa um alívio no ritmo de crescimento de matrículas que pode ter beneficiado a distribuição de oportunidades educacionais. O ajuste de indivíduos e instituições educacionais à mudança na composição etária pode ter potencialmente alterado uma distribuição educacional desigual. Durante as últimas décadas, período de profundas mudanças na estrutura etária, a base da distribuição educacional brasileira tornou-se mais meritocrática? Crianças cujos pais têm um baixo nível de escolaridade tendem a atingir também um baixo nível de escolaridade, perpetuando a desigualdade entre as gerações. Ao longo das últimas duas décadas as desvantagens na escolaridade e matrícula atribuídas à origem sócio-econômica diminuíram? Além disso, as desigualdades regionais na distribuição de oportunidades educacionais diminuíram? Tendo em vista os baixos níveis de escolaridade e alta desigualdade de oportunidades educacionais combinados com a rápida queda da fecundidade, o Brasil apresenta um caso interessante e único para a investigação destas questões.

Este trabalho é dividido em cinco seções, além desta introdução. Na seção seguinte são discutidos aspectos teóricos relativos a determinação da educação, e mudanças ao longo do tempo. Em seguida são apresentados os dados e a amostra analítica. A metodologia aplicada no trabalho é tratada na seção seguinte. Os resultados e conclusões são apresentados, formando respectivamente, a quarta e quinta seções do trabalho.

Marco Teórico

Através de uma análise de custo benefício, a decisão de que nível de escolaridade atingir e a de matricular ou não na escola depende da quantificação feita pelos estudantes e sua família dos custos e benefícios da educação (BECKER, 1964; MANSKI e WISE, 1983). O estudante tenderá a ficar na escola, se for possível, quando os benefícios forem maiores que os custos. Os custos da educação podem ser diretos – mensalidades, taxas, livros, material escolar e transporte – e indiretos – o custo de oportunidade de não trabalhar, medido pelos ganhos que a criança teria no mercado de trabalho (BECKER, 1964). Esse custo de oportunidade é relevante nos países em desenvolvimento onde é comum crianças trabalharem fora de casa. Já como benefício da educação pode se apontar a expectativa de maiores salários e qualidade de vida – saúde e estilo de vida – futuros.

A teoria sociológica introduziu o papel dos padrões e expectativas de comportamento como mecanismos relevantes na determinação da educação (SEWELL). A educação do filho é fortemente correlacionada com a educação dos pais porque pais mais educados tendem a transmitir padrões de comportamento e nutrir expectativas no sentido do filho atingir um nível maior de escolaridade. Entre esses padrões de comportamento e expectativas incluem-se os recursos culturais, valores sociais – como boas maneiras – e habilidades lingüísticas que permitem que filhos de pais mais educados tenham maior sucesso na escola. Como consequência, mães com um nível de escolaridade maior atribuem um maior valor à educação de seus filhos.

O fato é que os arcabouços econômico e sociológico chegam ao mesmo resultado, que a educação do filho está diretamente relacionada com a escolaridade dos pais, sendo que a primeira dá atenção aos aspectos monetários envolvidos, enquanto a segunda privilegia a questão do comportamento e das expectativas que cercam as decisões de educação formal. Portanto, pelo que vimos até aqui, a decisão sobre matrícula e nível de

escolaridade é tomada pelos estudantes e suas famílias através de um cálculo econômico ou normativo dos custos e benefícios envolvidos na questão. Os custos e benefícios estimados para a educação variam de acordo com o nível de escolaridade dos pais e do estudante. Filhos de pais com alto grau de escolaridade tendem a atingir níveis de escolaridade maiores, pois seus pais estimam os benefícios de longo prazo da educação como maiores que os custos. Períodos de mudanças sociais, econômicas e demográficas como as que o Brasil tem passado nas últimas décadas permitem que se altere a percepção dos custos e benefícios relativos à educação, e logo os termos da transmissão intergeracional de educação. O propósito desse artigo é mostrar de que maneira e até que ponto o padrão da relação entre educação da mãe e dos filhos mudou entre coortes e regiões devido às mudanças ocorridas nas décadas recentes.

Um pressuposto que não está explícito mas que guia esses dois arcabouços é que o comportamento das crianças e suas famílias é influenciado de maneira significativa pelas condições econômicas e sociais nas quais se encontram. A estrutura sócio-econômica e demográfica definem tanto as oportunidades quanto as restrições que pais e filhos encontram para tomarem decisões sobre demanda de educação.

A década de 1970 foi marcada pela rápida industrialização e pela transição demográfica no Brasil. Uma sociedade industrial demanda trabalhadores mais qualificados, o que pode ter levado ao cálculo de maiores benefícios resultantes da educação de seus filhos. Por outro lado, o declínio das taxas de crescimento populacional criaram uma situação demográfica favorável no que diz respeito à educação para um país como o Brasil no qual a educação primária é precária e os desníveis educacionais altos, pois diminuiu a proporção de pessoas em idade de cursar a escola primária em relação a população total (CARVALHO e WONG, 1995). A tendência nessa situação são as taxas de matrícula aumentarem tanto na educação básica quanto na secundária, pois a oferta poderá acompanhar a demanda por educação (SEROW e ESPENSHADE, 1978). Nesse contexto no qual as coortes em idade escolar são menores, o custo de ofertar educação diminui. Ao mesmo tempo, a qualidade da educação – medida pela relação entre o montante de recursos e o número de estudantes – pode aumentar, elevando os benefícios percebidos pela educação (SEROW e ESPENSHADE, 1978).

A rápida transformação por que passou a sociedade brasileira, no que diz respeito aos aspectos sócio-econômicos e demográficos, pode ter mudado a percepção de pais e filhos quanto aos custos e benefícios da educação. O que foi proposto permitiu que surgissem duas questões:

1 – Terá o efeito da origem social – medido pela escolaridade da mãe – na escolaridade e matrícula escolar diminuído para as coortes, menores e mais jovens, do período pós transição demográfica? Em outras palavras, terá o Brasil se tornado uma sociedade mais meritocrática nos últimos anos?

2 – Será o efeito da educação das mães na escolaridade atingida pelos filhos distinto para o Nordeste e o Sudeste? Será que esse efeito segue o padrão brasileiro em ambas as regiões? Será que em ambas, esse efeito se alterou na comparação das duas coortes?

Mantendo-se a influência da escolaridade da mãe na escolaridade atingida pelos filhos, pode-se supor que a trajetória brasileira segue o que foi proposto pela abordagem de Raftery e Hout (1990). A questão que é colocada é se a desigualdade educacional persiste na análise das coortes e regiões, a despeito de aumentos nos níveis de escolaridade e matrículas para coortes mais jovens, como será demonstrado a seguir. Mesmo com uma maior inclusão de crianças das classes menos favorecidas no sistema educacional, ainda não há evidência empírica de que houve uma diminuição do papel da escolaridade da mãe na escolaridade dos filhos. Por essa abordagem, o papel da escolaridade dos pais na escolaridade dos filhos persiste mesmo com mudanças macro estruturais, só se alterando se houver mudanças nos níveis de difusão de matrículas escolares para todos os estratos sociais. Ou seja, só quando o nível de matrícula se tornar universal é que o papel da origem social na determinação dos resultados educacionais tende a diminuir. Se o papel da educação da mãe na escolaridade dos filhos tiver diminuído em todas as regiões do país e para coortes mais jovens, haverá mais evidências em favor da hipótese que o Brasil se tornou um sociedade mais meritocrática no que diz respeito a distribuição de educação.

Dados e Amostra Analítica

Os dados de 1976 a 1999 da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios/PNAD, levantamento domiciliar anual conduzido pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), são usados neste trabalho. Para os modelos de anos de escolaridade e matrícula

escolar, as PNADs 1977 e 1997 são utilizadas¹. Em 1977, a PNAD contém 498.679 indivíduos em 100.039 domicílios, comparados com 365.870 indivíduos em 89.939 domicílios em 1997. Uma ampla amostra permite uma sub-amostra de suficiente tamanho para a análise de grupos específicos, tal como o de 14 anos de idade. Na amostra de 1977, há 12.834 indivíduos com 14 anos, comparado com 7.861 indivíduos com 14 anos em 1997. A experiência educacional de crianças com diferentes idades é tão diversa e sensível que são analisadas separadamente (MARE 1993). A idade escolhida, quatorze anos, é a idade máxima a qual a matrícula escolar é legalmente requerida no Brasil. Além disso, nesta idade, jovens que não repetiram de ano devem estar passando da escola primária para a secundária.

Por este estudo estar voltado para os efeitos intergeracionais da educação, a amostra analisada limitou-se os filhos do chefe de família, ou seja, os únicos cujos pais podem ser identificados. Isto pode criar um viés de seletividade, dado que crianças que não são filhas do chefe da família podem ser significativamente diferentes do resto da amostra. A Tabela 1 mostra separadamente as características sócio-econômicas e familiares dos jovens que moram ou não com os pais. Nove em cada dez crianças em ambas coortes vivem com no mínimo um de seus pais. A tabela 1 mostra que crianças filhas do chefe da família em geral não são significativamente diferentes do total da amostra das crianças em relação a renda familiar e região. Entretanto, a proporção de crianças filhas do chefe da família e as outras crianças na família difere pelo sexo e por urbano/rural. Isso indica que outros jovens na família têm mais chances de serem mulheres e viverem em áreas urbanas, particularmente na coorte mais velha. Isto acontece provavelmente porque muitas jovens trabalham e vivem nos domicílios como empregadas domésticas, além de migração rural-urbano para estudar. Tais diferenças desaparecem na coorte mais jovem, o que pode ser em consequência da oferta quase universal de escolas tanto na área rural como na urbana no Brasil na década de 1990.

¹ A PNAD é apropriada para este estudo porque contém variáveis demográficas e sócio-econômicas como sexo, idade, renda e escolaridade de todos os membros do domicílio. Dados de 1977 e 1997 são comparáveis, com a exceção de pequenas discrepâncias. Informações sobre raça e etnia não foram coletados na PNAD de 1977 e em nenhum dos anos analisados a PNAD cobriu a parte rural da região do Norte. Isto provavelmente superestima as estatísticas educacionais e sócio-econômicas da região norte.

Existem diferenças nas taxas de matrícula e nos anos de escolaridade entre a amostra de filhos do chefe da família e outras crianças, o que pode provavelmente superestimar os níveis de matrícula escolar e escolaridade. De qualquer forma, porque a maioria dos indivíduos com 14 anos vive com no mínimo um de seus pais (90%), e também porque filhos do chefe da família não são diferentes do resto das crianças na maioria de suas características, não parece existir viés de seletividade.

Metodologia

São desenvolvidos modelos de anos de escolaridade completos e matrícula escolar para coortes de jovens nascidos em 1963 e 1983. A força da transmissão intergeracional de educação através das coortes e as desigualdades regionais foram enfocadas estimando-se modelos separados por coorte e região, além de modelos para todo o país.

Os anos de escolaridade foram estimados pela equação (1) usando regressões por mínimos quadrados:

$$(1) \quad S_i = a + bM_i + cD_i + e_i$$

onde S_i representa os anos de escolaridade para idade i ; M_i é o grupo de variáveis dummy indicando os anos de estudo da mãe; D_i é um vetor das características demográficas e domiciliares, e e_i é um termo de erro.

A probabilidade da matrícula escolar das crianças foi estimada pela equação (2) usando regressão logística:

$$(2) \quad W_i = a + bD_i + cM_i$$

onde W_i refere-se a probabilidade de matrícula escolar em idade i ; D_i é um vetor de características demográficas e domiciliares; M_i é um grupo de variáveis dummy indicando os anos de estudo da mãe.

Ambos grupos de regressões – por mínimos quadrados para anos de escolaridade e logística para matrícula escolar – são elaboradas separadamente para as coortes de 1963 e 1983 para todo o país, nordeste e sudeste. Os controles usuais adotados nos modelos de efeitos educacionais tais como sexo, rural versus urbano, log da renda familiar, e região

estão incluídos nos modelos, juntamente com a educação da mãe², que é a parte central da análise.

Os coeficientes e desvios padrão serão mostrados em tabelas, mas os resultados serão interpretados através de probabilidades de matrícula e escolaridade estimadas, por terem mais interesse substantivo.

Resultados

A Educação das Crianças e Jovens de 7 a 14

A atual tendência de expansão educacional brasileira permitiu que uma maior quantidade de crianças freqüentassem a escola refletindo em um aumento da escolaridade das crianças e jovens durante os anos 70, 80 e 90. Isto pode ser verificado através das figuras 1 e 2. A figura 1 mostra que os avanços na matrícula escolar foram menores na década de 80 que na década de 90. No final dos anos 90, a participação na escola de crianças e jovens de 7 a 14 anos de idade apresenta níveis altos, quase chegando a universalização da matrícula para algumas idades. No entanto, os anos completos de escolaridade ainda estão distantes do ideal. A figura 2 demonstra que, por exemplo, um jovem de 14 anos de idade tinha em média 3.5 anos de escolaridade em 1977 e 5.0 em 1999, quando deveria ter 7 anos de escolaridade se tivesse começado na idade certa, passado em todas as séries e não tivesse saído da escola. Este quadro apresenta uma melhora significativa nos níveis de escolaridade atingidos por crianças e jovens, mas demonstra que ainda há defasagem idade/escolaridade. A tabela A3 no apêndice reforça esta disparidade ao mostrar que em 1999 um terço de jovens de 14 anos está matriculado em uma série ao menos três anos inferior à série correspondente a sua idade. Juntos, os quadros de matrícula, escolaridade e defasagem idade/escolaridade parecem indicar que a

² Especificou-se educação da mãe em termos da escolaridade da criança de diversas maneiras: linear, variáveis *dummy* agrupadas de acordo com as 4 categorias educacionais principais - nenhuma educação, primária, secundária, universitária ou superior - e variáveis *dummy* para cada ano adicional de educação até um limite de 15, com zero sendo a categoria omitida. O modelo mais flexível, o qual inclui 15 variáveis *dummy*, retornou os menores *chi-square* e este é o modelo que é mostrado. No entanto, como é baixa a proporção de crianças com mães com alta educação, 9 anos de escolaridade foi mantido como limite para educação das mães. Os modelos apresentados aqui têm 9 variáveis *dummy* com "nenhuma educação" sendo a categoria omitida.

grande questão não é matricular crianças e jovens ao menos uma vez na escola, mas continua a ser mantê-los na escola.

Desigualdade Intergeracional

A Tabela 1 mostra que as condições gerais de vida das coortes de 1963 e 1983 são um tanto diferentes. Quase dois-terços dos jovens de 14 anos nascidos em 1963 vivem em áreas urbanas (67%) comparados com quase quatro- quintos dos nascidos em 1983 (78%). A elevada urbanização do Brasil durante as décadas de 1960 e 1970 sugere mudanças no valor dado à educação e ao resultado educacional das crianças. Com respeito a distribuição regional, 3 em cada 4 crianças em ambas coortes viviam no sudeste e nordeste juntos. A maioria das crianças brasileiras vive nestas regiões, reforçando a importância do estudo do sudeste e do nordeste do Brasil separadamente.

A distribuição de crianças pela educação da mãe tem mudado dramaticamente através das coortes. As mães de 4 em cada 10 crianças nascidas em 1963 não estudaram. Entre crianças nascidas em 1983, 2 em cada 10 crianças têm mães sem qualquer educação formal, metade dos que foram encontrados na coorte de 1963. Quase sete vezes mais crianças na coorte mais jovem têm mães que cursaram no mínimo um ano de universidade que na coorte mais velha.

A tabela 2 mostra médias e desvios padrões para a amostra analítica. É importante notar que a escolaridade média da mãe dobrou durante os últimos vinte anos, partindo de 2.6 na coorte mais velha para 5.0 na coorte mais jovem. A tabela 3 mostra a distribuição da taxa de matrícula e escolaridade pelas características sócio-econômicas para cada coorte. As disparidades regionais quanto à educação tornam-se claras. As colunas 1 e 2 mostram que o nordeste apresenta a mais baixa média de escolaridade tanto para coorte mais velha quanto para a mais nova. Em contraste, o sudeste apresenta o maior nível de escolaridade também para ambas coortes. As disparidades regionais quanto a escolaridade estão diminuindo, apesar de continuam enormes. Na coorte mais velha, os jovens nordestinos tinham em média 2 anos a menos de escolaridade que os que vivem no sudeste. A diferença caiu para 1.92 anos de escolaridade, ou seja, praticamente persistiu. Note que a média de escolaridade do sudeste para a coorte mais velha (4.14) é ainda maior que a do nordeste entre os jovens da coorte mais jovem (3.49). Embora o nordeste mostre o menor

nível de desempenho educacional no país, as taxas de matrícula escolar para ambas coortes não são substancialmente inferiores quando comparadas com as do sudeste. Isto indica que a matrícula escolar não é necessariamente traduzida em desempenho educacional, principalmente no nordeste, reforçando o papel da repetência e da evasão escolar (Lam e Marteleto 2000).

As diferenças entre coortes por sexo nos níveis de matrícula escolar e escolaridade são bastante interessantes porque mostram uma inversão da vantagem masculina. A tabela 3 mostra que, entre os jovens da coorte mais velha, 78% dos garotos estavam matriculados na escola comparados com 72% das garotas. A tendência da maior matrícula escolar para garotos é revertida na coorte mais jovem: 90% das garotas estão matriculadas na escola, comparados com 87% dos garotos. O interessante é que, na coorte mais velha, embora os garotos estejam matriculados em níveis superiores aos das garotas, estas têm em média mais anos de escolaridade que os garotos. A tendência do maior nível de escolaridade das garotas persiste na coorte mais jovem. O recente padrão do maior nível tanto de escolaridade quanto de matrícula escolar das garotas em detrimento dos garotos é um padrão diferente do encontrado em alguns países asiáticos e africanos (HANNUM 1997 na China; MENSCH e LLOYD 1998 em Gana) mas está de acordo com os achados em outros países (KNODEL e JONES 1996 na Tailândia).

Existem também diferenças impressionantes na matrícula escolar e na escolaridade dos jovens de acordo com o nível educacional de suas mães. As primeiras duas colunas da tabela 3 mostram que os jovens têm em média mais escolaridade a medida que suas mães tenham maiores níveis educacionais. A associação positiva entre educação da mãe e dos filhos é forte e havia sido demonstrada na literatura para o caso da educação paterna.

As Figuras 4 e 5 mostram, respectivamente, anos de escolaridade e taxa de matrícula de crianças de 14 anos de idade das coortes de 1963 e 1983 para mães com diferentes níveis de escolaridade. Elas demonstram que tanto na coorte mais nova como na mais velha os anos de escolaridade da criança e as taxas de matrícula aparentam estar fortemente influenciados pela escolaridade da mãe, apesar do peso da transmissão intergeracional de educação aparentar ter diminuído, sobretudo para a matrícula escolar. Por exemplo, a figura 1 mostra que a diferença entre crianças cujas mães não possuem educação formal e aquelas cujas mães têm 9 anos ou mais de escolaridade é de

aproximadamente 4 anos de escolaridade na a coorte mais velha. Esta diferença cai para quase 3 anos na coorte mais nova. A figura 5 evidencia que enquanto o acesso à escola é universal para jovens cujas mães têm maior escolaridade na coorte mais velha, este acesso atinge níveis muito altos também para filhos de mulheres com menores níveis educacionais na coorte mais nova.

Estes resultados sugerem que ainda persiste um efeito da educação da mãe na determinação da escolaridade das crianças, mas que a penalidade de ter uma mãe com pouca ou nenhuma educação diminuiu para as coortes mais recentes. Isto é verdade quando outros fatores são considerados? A substancial melhora no desempenho educacional da mãe durante as duas últimas décadas explica a grande melhora das coortes no desempenho educacional das crianças?

A tabela 4 mostra os coeficientes e desvios padrão das regressões por mínimos quadrados da escolaridade na educação da mãe e características socio-econômicas selecionadas das coortes de 1963 e 1983, para todo o país. Modelos com conjuntos separados de variáveis (*nested*) foram estimados mas não são mostrados. A tabela 5 apresenta resultados de regressões logísticas de taxas de matrícula nas mesmas características dos modelos anteriores.

Jovens das duas coortes são penalizadas na sua escolaridade e na participação na escola por terem mães com baixos níveis de educação. As penalidades consistem de baixa escolaridade e evasão escolar. Os dados da tabela 4 confirmam que a escolaridade das crianças é fortemente determinada pela escolaridade de suas mães. Apesar dos jovens de ambas as coortes terem sido penalizados por terem mães com baixa educação, tal penalidade diminuiu na coorte mais nova quando comparada com a mais velha. Por exemplo, a tabela 4 mostra que uma criança de 14 anos nascida em 1963 tinha em média meio ano de escolaridade a mais (0,49) se a sua mãe tivesse um ano de escolaridade ao invés de nenhuma. Na coorte de 1983 essa diferença passou a apenas 0,23 anos de escolaridade. Isto mostra que, em média, as crianças da coorte mais nova sofrem uma defasagem menor por terem mães com baixa educação do que as crianças da coorte mais velha. A hipótese de não haver influência do nível de educação da mãe sobre a escolaridade de seus filhos foi estatisticamente testada e foi rejeitada no nível 0,001. Os dados das duas coortes foram agregados e interseções entre a educação da mãe e a coorte foram

adicionadas ao modelo (não mostrado). Este resultado traz evidências de que o papel da educação da mãe na determinação da educação de seus filhos diminuiu ao longo dos últimos vinte anos. Em outras palavras, isto significa que a força da transmissão de educação entre gerações caiu no Brasil.

É também interessante notar nas tabelas 4 e 5 que, na coorte mais velha, a taxa de matrícula entre as crianças das zonas rurais é destacadamente menor do que entre as crianças moradoras das áreas urbanas. Todavia, esta penalidade foi consideravelmente reduzida na coorte mais nova. Enquanto na coorte mais velha as crianças que viviam no campo tinham 1,15 anos de escolaridade a menos que as urbanas, na coorte mais nova essa penalidade foi reduzida para 0,62 anos. O significativo desenvolvimento social e econômico do Brasil nas últimas décadas contribuiu para reduzir essa penalidade. Informações sobre escolas nas áreas rurais poderiam expandir essa análise para incorporar os efeitos da quantidade e qualidade da oferta de educação nas áreas rurais.

Usando os resultados das regressões apresentados nas tabelas 4 e 5 são calculadas probabilidades de matrícula e estimada a escolaridade para termos uma visão mais clara da tendência do papel da educação materna. Figuras 6 e 7 mostram, respectivamente, anos de escolaridade e taxas de matrículas estimados através dos resultados das tabelas 4 e 5. A Figura 6 mostra, por exemplo, que um jovem nascido em 1963, cuja mãe tivesse nenhuma educação formal, tinha em média 2,1 anos de escolaridade; enquanto que uma criança, em 1983, nas mesmas condições, tinha em média 3,0. A penalidade por ter uma mãe com baixo nível de educação é menor na coorte mais nova do que na mais velha. O benefício educacional para coortes mais jovens é ainda mais evidente na figura 7. Apesar da matrícula dos jovens cujas mães têm um alto nível educacional ser quase universal em ambas coortes, houve uma mudança drástica nestas taxas entre os jovens com mães com baixa educação. Controlando por todas outras variáveis, três quintos dos nascidos em 1963 cujas mães não tiveram instrução estavam matriculadas na escola. Em 1983 esta fração sobe para quatro quintos. Este resultado indica que a penalidade na taxa de matrícula para jovens cujas mães têm baixa ou nenhuma educação é bem menor que no passado. A desigualdade na transmissão intergeracional de educação diminuiu inter e inter-coortes – ao menos para jovens com 14 anos de idade. Enquanto a educação se expande, ou seja, enquanto uma maior porção de crianças frequenta escola e atinge níveis mais altos de

escolaridade, as curvas do gráfico da relação entre educação da mãe e educação do filho e taxa de matrícula estão suavizando. É plausível argumentar entretanto que as desigualdades educacionais tenham diminuído para os primeiros estágios da vida escolar mas não para os posteriores, nos quais a educação é concluída. Foram elaboradas análises para e o padrão mostrou-se similar.

Diferenças Regionais

Enquanto o Brasil como um todo está se tornando uma sociedade mais meritocrática no que diz respeito a distribuição de educação, surge a questão se as desigualdades educacionais entre as regiões sudeste e nordeste persistem. Se o papel da educação da mãe na determinação da escolaridade e matrícula também diminuiu inter e intra-regiões, isso dará suporte à tese de que o Brasil se tornou uma sociedade mais meritocrática no âmbito da distribuição educacional.

As figuras 8 e 9 mostram, respectivamente, taxa de matrícula e anos de escolaridade (médias simples e estimadas através dos resultados apresentados nas tabelas 6 e 7) para crianças de 14 anos nascidas em 1963 e 1983 no Sudeste e no Nordeste. Através da figura 8 fica claro que a curva da associação entre escolaridade da mãe e da criança se tornou menos inclinada em ambas as regiões, indicando que a transmissão intergeracional de desigualdade educacional diminuiu intra-regiões acompanhando a tendência nacional, como esperado. A figura 8 mostra claramente que crianças nordestinas estão mais atrasadas em ambas as coortes e em todos os níveis de educação materna. Quando são estimados os níveis de matrícula controlando por outras características, fica claro que as curvas do sudeste são mais suaves que as do nordeste, indicando uma maior desvantagem de se ter uma mãe com baixa educação no nordeste.

A figura 9 mostra, de certa maneira, um quadro diferente da transmissão intergeracional de desigualdade inter-regiões. Em termos de escolaridade, parece que o nordeste está seguindo o comportamento do sudeste em relação à diminuição do papel da educação da mãe na determinação da escolaridade da criança, apenas com atraso nos níveis. Entretanto, a desvantagem escolar de filhos de mães de baixa educação comparados com filhos de mães de alta educação continua a ser maior para crianças do nordeste do que para as do sudeste. Por exemplo, a diferença na escolaridade de filhos de mães de baixa

educação comparados com filhos de mães de alta educação é de 2,96 e 2,74 para a coorte mais velha e mais nova no Nordeste, contra 1,86 e 1,78 para as mesmas coortes no Sudeste.

O próximo passo para se entender o padrão das desigualdades advindo da origem social é estimar o percentual das diferenças de escolaridade devido a diferenças de efeito e composição da escolaridade materna entre coortes e regiões. Este exercício de decomposição é feito para várias combinações de coorte e região.

Primeiro, a escolaridade variando entre coortes é decomposta para todo o país. As crianças da coorte mais nova foram beneficiadas em maior parte por uma mudança na forma como sua escolaridade foi afetada pela escolaridade de suas mães e fatores exógenos à educação, do que pela mudança na distribuição da escolaridade da mãe. Isto não é verdade para os resultados encontrados nas diferenças regionais em uma mesma coorte.

As decomposições da escolaridade por região em uma mesma coorte indicam que se as crianças no Nordeste tivessem as mães do sudeste - com maiores níveis de educação - elas teriam níveis mais altos de escolaridade em ambas coortes, mas não exatamente o mesmo. Se tivessem as mães com alta escolaridade do sudeste, os jovens nordestinos teriam 1,71 anos de escolaridade a mais do que têm na coorte mais velha e 1,40 na mais nova. A maior parte da diferença regional na escolaridade na coorte mais velha está relacionada à distribuição desfavorável de escolaridade das mães no nordeste, e não ao efeito da escolaridade das mães na escolaridade dos filhos. Isto também é verdade na coorte mais nova, mas o papel do efeito da educação das mães e fatores exógenos à educação tem ganhado proporção na explicação das diferenças regionais de escolaridade.

A distribuição favorável de escolaridade das mães no Sudeste é responsável pela maior parte da vantagem escolar da corte mais velha nesta região. Na coorte mais nova, no entanto, a diferença regional na escolaridade é quase igual devido à influência da educação da mãe na escolaridade do filho e à distribuição da educação da mãe. Apesar da diferença regional na escolaridade persistir ao longo das coortes, o mecanismo guiando o papel da educação da mãe na determinação da escolaridade do filho tem mudado.

As decomposições regionais mostram que o papel da educação materna na escolaridade dos jovens deve-se tanto a uma mudança no efeito quanto na distribuição da educação das mães. Entretanto, é verdade que a maior parte da diferença de escolaridade na coorte é explicada pelo impacto da escolaridade da mãe na escolaridade do filho no sudeste.

Contudo, no nordeste a maior parte da diferença de escolaridade na coorte é explicada pela distribuição desfavorável da escolaridade das mães na coorte mais velha. Isto sugere que processos distintos devem ter gerado melhorias na educação no nordeste e sudeste.

Conclusões e Discussão

Durante os últimos vinte anos, maiores proporções de crianças e jovens se matricularam na escola e atingiram níveis mais altos de escolaridade. Com uma maior proporção de crianças e jovens de todos os níveis sociais e regiões matriculados nas escolas houve o começo de um processo de redistribuição de oportunidades entre as camadas da sociedade. O aumento na taxa de matrícula na base da educação formal é importante porque a seleção à educação começa cedo no Brasil. Este crescimento se deu em conjunto com a melhoria das oportunidades para as classes tradicionalmente em desvantagem. Ao mesmo tempo em que houve avanços nos níveis de matrícula e escolaridade, persistem disparidades entre idade e anos completos de escolaridade – embora em níveis mais baixos que no passado -- a despeito de programas como escola plural.

As curvas da relação entre a educação da mãe e escolaridade e taxa de matrícula estão suavizando. Jovens nascidos na coorte mais nova não são tão penalizados na sua escolaridade quanto eram no passado, como consequência da influência da escolaridade da mãe. Apesar de ter diminuído ao longo das últimas décadas, o efeito desigual da transmissão intergeracional de educação persistiu. O papel da origem social na determinação da educação diminuiu enquanto o país atravessou um período de desenvolvimento e de mudança demográfica. Contudo, a associação ainda é forte, principalmente no Nordeste.

A influência da origem social na escolaridade da criança tem se mantido mais forte no Nordeste do que no Sudeste. O papel da educação materna na diferença nos níveis de escolaridade entre coorte e região foi decomposto com o objetivo de se determinar se efeito ou composição foram mais importantes. As decomposições regionais demonstram que a defasagem educacional das crianças nordestinas deve-se principalmente ao efeito negativo da baixa escolaridade da mãe, e não à grande proporção de pais com baixa escolaridade no Nordeste.

O crescimento das taxas de matrícula na coorte mais nova resultou na diminuição

das diferenças entre os níveis de escolaridade do brasileiros das diversas classes sociais, mas não entre regiões. Enquanto o Brasil atravessava as recentes mudanças sociais e demográficas, desigualdades regionais quanto a educação não diminuíram. Uma consequência deste resultado é que políticas que visam promover o acesso à escola devem focalizar principalmente aquelas cujas mães têm baixa escolaridade e vivem no nordeste.

O efeito da origem social nos anos de instrução e na matrícula escolar ainda é considerável, mais é bem menor do que era há vinte anos atrás. Uma implicação da diminuição da influência da transmissão intergeracional de desigualdade educacional é que a relação entre custos e benefícios da escolaridade parece ter mudado. As decisões educacionais das coortes analisadas neste estudo aconteceram em momentos bastante diferentes em termos sociais, econômicos e demográficos. O fato é que este trabalho mostra como a educação atua ao promover benefícios para gerações presentes e futuras.

Na segunda metade dos anos 90, os benefícios da educação cresceram devido à expectativa de seus retornos favoráveis crescentes e ao crescimento da capacidade das escolas brasileiras, quando o tamanho das coortes em idade escolar diminuiu, diminuindo assim o número de alunos a serem absorvidos pelo sistema educacional.

Bibliografia

- Barros, Ricardo e David Lam (1996) "Income and Education Inequality and Children's Schooling Attainment in Brazil," in Nancy Birdsall and Richard Sabot (eds.), *Opportunity Foregone: Education in Brazil*, Washington: Inter-American Development Bank.
- Becker, Gary S. (1991) *A Treatise on the Family*, Cambridge: Harvard University Press.
- Birdsall, Nancy, e Richard Sabot (eds.) (1996) *Opportunity Foregone: Education in Brazil*, Washington: Inter-American Development Bank. Carvalho, José Alberto and Laura Wong. (1995). "A window of opportunity: Some demographic and socioeconomic implications of the rapid fertility decline in Brazil." *Universidade Federal de Minas Gerais, No. 91*.
- Espenshade, Thomas e William J. Serow. (1978). *The economic consequences of slowing population growth*. New York: Academic Press, 1978.
- Knodel, John e M. Wongsith. "Family Size and Children's Education in Thailand: Evidence From a National Sample." *Demography* vol. 28 (1991): Pp. 119-31.
- Lam, David, e Suzanne Duryea (1999) "Effects of Schooling on Fertility, Labor Supply, and Investments in Children, With Evidence From Brazil," *Journal of Human Resources*, 34(1): 160-192.
- Lam, David, e Deborah Levison (1992) "Declining Inequality in Schooling in Brazil and its Effects on Inequality in Earnings," *Journal of Development Economics*, 37: 199-225.
- Lam, David e Letícia Marteleto. (2000) Grade repetition, school enrollment, and economic shocks in Brazil. Paper presented at the 2000 PAA Meeting, Los Angeles, 23-25 March. 2000.
- Lam, David, e Robert Schoeni (1993) "Effects of Family Background on Earnings and Returns to Schooling: Evidence from Brazil," *Journal of Political Economy*, 101(4): 710-740.
- Marteleto, Letícia. (2001) "A Cohort Analysis of Children's Schooling in Brazil: Do Number and Composition of Siblings Matter?" Paper presented at the annual meetings of the Population Association of America.
- Patrinos H. e Psacharopoulos G. (1997). "Family size, schooling and child labor in Peru: An empirical analysis." *Journal of Population Economics* 10, (4) 387-405.
- Psacharopoulos, George e Ana Maria Arriagada. (1989). "The determinants of early age human capital formation: Evidence from Brazil." *Economic Development and Cultural Change*, 37, 683-708.

Rigotti, Irineu. (2001). "A Transição da Escolaridade no Brasil e as Desigualdades Regionais." Paper presented at the IUSSP Conference, Salvador, Brazil.

Schultz, T. Paul (1981) *Economics of Population*, Addison-Wesley.

Strauss, John e Duncan Thomas (1995) "Human Resources: Empirical Modeling of Household and Family Decisions," in Jere Behrman and T.N. Srinivasan (eds.) *Handbook of Development Economics*, Volume III, Amsterdam: North Holland Press.

Wood, Charles e Jose Alberto Magno de Carvalho. *The Demography of Inequality in Brazil*. Cambridge: Cambridge University Press, 1988.

**Tabela 1. Características Sócio-Econômicas e Familiares de Jovens de 14 anos [%]
Coortes de 1963 e 1983, Brasil**

	Coorte de 1963		Coorte de 1983	
	Outras Crianças	Filhos do Chefe da Família	Outras Crianças	Filhos do Chefe da Família
Taxa de Matrícula	58.04	65.78	70.53	88.37
Anos de Escolaridade	2.89	3.41	3.97	4.75
Chefe de Família				
Mulher	17.96	9.16	36.38	18.42
Homem	82.04	90.84	62.62	81.58
Relação com o Chefe da Família				
Filho	-	100.00	-	100.00
Outro Parente	81.71	-	82.44	-
Outro	18.19	-	17.56	-
Rural/Urbano				
Urbano	70.72	62.71	78.13	77.76
Rural	29.28	37.29	21.87	22.24
Região				
Sudeste = 0	36.77	42.79	32.86	40.96
Norte = 1	4.06	2.01	7.78	5.51
Nordeste = 2	40.42	31.40	41.93	32.13
Sul = 3	13.83	20.38	11.15	14.61
Centro-oeste = 4	4.91	3.42	6.28	6.78
Sexo				
Masculino	38.13	50.77	41.45	50.60
Feminino	61.87	49.23	58.55	49.40
Educação da Mãe				
Sem Escolaridade (0)	N/A	36.94	N/A	19.43
1ª. a 4ª. série (1-4)	N/A	47.08	N/A	38.72
5ª a 8ª série (5-8)	N/A	11.33	N/A	22.81
Segundo Grau (9-11)	N/A	3.26	N/A	11.72
Ensino Superior ou mais (12+)	N/A	1.37	N/A	7.30
[N]	1,565	11,269	652	7,131

Fonte: PNADs 1977, 1997.

**Tabela 2. Descrição das Variáveis Dependentes e Fatores Explicativos
Coortes de 1963 e 1983, Brasil**

	Coorte de 1963		Coorte de 1983	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
Taxa de Matrícula	65.78	0.46	88.37	0.43
Anos de Escolaridade	3.41	2.32	4.75	2.12
Rural/Urbano	.37	.48	.22	.41
Região	1.40	1.31	1.41	1.33
Sexo	.49	.50	.49	.50
Escolaridade da Mãe	2.61	2.94	4.97	4.21
Renda Familiar	5949.23	15053.31	887.41	1300.65
[N]	7,162		6,672	

Fonte: PNADs 1977, 1997.

Tabela 3. Taxa de Matrícula e Anos de Escolaridade por Características Sócio-Econômicas, Coortes de 14 Anos Nascidos em 1963 e 1983, Brasil

	Anos Médios de Escolaridade		Taxa de Matrícula [%]	
	Coorte de 1963	Coorte de 1983	Coorte de 1963	Coorte de 1983
Taxa de Matrícula	-	-	75.00	88.68
Anos de Escolaridade	3.41	4.75	-	-
Rural/Urbano				
Urbano	3.16	5.09	83.59	90.98
Rural	2.14	3.44	75.75	80.66
Região				
Sudeste	4.14	5.41	83.59	90.68
Norte	3.42	4.03	89.31	89.69
Nordeste	1.98	3.49	58.95	86.12
Sul	4.01	5.64	58.91	88.45
Centro-oeste	3.81	4.96	83.23	88.47
Sexo				
Masculino	3.19	4.39	77.67	86.96
Feminino	3.62	5.05	72.38	90.45
Escolaridade da Mãe				
Sem escolaridade (0)	2.13	2.91	66.19	76.35
1ª. a 4ª. série (1-4)	3.80	4.55	75.29	87.01
5ª. a 8ª. série (5-8)	5.00	5.31	89.91	94.88
Segundo Grau (9-11)	5.81	6.13	97.69	98.23
Ensino Superior (12+)	6.37	6.58	100.00	99.40
Renda Familiar (Quintis)				
Primeiro Quintil	1.86	3.24	68.96	81.83
Segundo Quintil	2.47	3.98	68.05	83.32
Terceiro Quintil	3.28	4.74	70.57	87.59
Quarto Quintil	4.02	5.52	75.65	93.42
Quinto Quintil	5.09	6.20	88.83	97.52
[N]	7,162	6,672	7,162	6,672

Fonte: PNADs 1977, 1997

**Tabela 4. Coeficiente e Desvio Padrão de Regressões por Mínimos Quadrados
Anos de Escolaridade - Coortes de 14 Anos Nascidos em 1963 e 1983, Brasil**

	Coorte de 1963		Coorte de 1983	
	Coef.	Desvio Padrão	Coef.	Desvio Padrão
Escolaridade da Mãe (sem escolaridade=omitido)				
Um	0.46***	0.08	-0.33**	0.12
Dois	0.80***	0.06	-0.02***	0.08
Três	1.03***	0.05	-0.02***	0.08
Quatro	1.39***	0.05	0.38***	0.06
Cinco	1.71***	0.08	0.20***	0.08
Seis	1.86***	0.15	0.40***	0.11
Sete	2.08***	0.18	0.56***	0.12
Oito	1.94***	0.11	0.60***	0.08
Nove ou +	2.29***	0.09	0.77***	0.20
Rural=1	-1.02***	0.04	-0.60***	0.06
Mulher=1	-1.05***	0.12	0.62***	0.04
Log renda domiciliar	-1.12***	0.04	0.73***	0.02
Região (Sudeste omitido)	0.28***	0.05	-1.00***	0.09
Sul	-0.55***	0.09	-0.98***	0.05
Norte	0.39***	0.03	0.36***	0.06
Centro-oeste	0.43***	0.02	-0.21***	0.09
Nordeste	0.15***	0.05	-0.11***	0.05
Constante	-0.31***	0.18	0.22***	0.17
R2	.4458		.3713	
[N]	10,875		6,672	

Fonte: PNADs 1977, 1997.

Notas: ***Significativo a 1%; **Significativo a 5%; *Significativo a 10%.

**Tabela 5. Coeficiente e Desvio Padrão das Regressões Logísticas
Matrícula Escolar - Coortes de 14 anos Nascidas em 1963 e 1983, Brasil**

	Coorte de 1963		Coorte de 1983	
	Prob.	Desvio Padrão	Prob.	Desvio Padrão
Escolaridade da Mãe (sem escolaridade=omitida)				
Um	1.62***	0.17	1.06	0.21
Dois	1.77***	0.14	1.03	0.15
Três	2.43***	0.19	0.99	0.13
Quatro	3.35***	0.26	1.21**	0.14
Cinco	5.66***	0.82	2.14***	0.41
Seis	5.58***	1.87	2.23***	0.64
Sete	4.93***	1.68	1.78***	0.51
Oito	17.13***	6.64	3.71***	1.01
Nove ou +	46.99***	23.80	3.94**	2.86
Rural=1	0.30***	0.02	0.60***	0.06
Mulher=1	1.01***	0.05	1.46***	0.12
Log Renda Domiciliar	1.30***	0.04	1.73	0.09
Região (Sudeste omitido)				
Sul	2.52***	0.45	1.17	0.20
Norte	1.32***	0.08	1.40***	0.16
Centro-oeste	0.66***	0.05	0.82	0.11
Nordeste	2.20***	0.24	0.99	0.15
Mulher chefe de família==1	0.84***	0.06	0.78***	0.80
Log Likelihood	-5084		-2013	
[N]	10,417		6408	

Fonte: PNADs 1977, 1997.

Notas: ***Significativo a 1%; **Significativo a 5%; *Significativo a 10%.

Tabela 6. Resultados de Regressão por Mínimos Quadrados
Anos de Escolaridade - Coortes de 14 anos Nascidas em 1963 e 1983, Nordeste e Sudeste, Brasil

Escolaridade da Mãe (omitida=0)	Nordeste						Sudeste					
	Coorte de 1963		Coorte de 1983		Coorte de 1963		Coorte de 1983		Coorte de 1963		Coorte de 1983	
	Coef.	Desvio Padrão	Coef.	Desvio Padrão	Coef.	Desvio Padrão	Coef.	Desvio Padrão	Coef.	Desvio Padrão	Coef.	Desvio Padrão
Um	0.40***	0.11	0.48***	0.18	0.51***	0.14	0.27	0.14	0.27	0.51***	0.14	0.25
Dois	1.10***	0.09	0.77***	0.15	0.67***	0.10	1.04***	0.10	1.04***	0.67***	0.10	0.16
Três	1.16***	0.10	0.95***	0.14	0.89***	0.09	0.66***	0.09	0.66***	0.89***	0.09	0.15
Quatro	1.38***	0.10	1.26***	0.13	1.35***	0.08	1.31***	0.08	1.31***	1.35***	0.08	0.12
Cinco	2.06***	0.14	1.24***	0.16	1.19***	0.16	0.98***	0.16	0.98***	1.19***	0.16	0.16
Seis	2.38***	0.38	1.44***	0.24	1.57***	0.23	1.46***	0.23	1.46***	1.57***	0.23	0.18
Sete	3.10***	0.35	1.69***	0.24	1.73***	0.26	1.46***	0.26	1.46***	1.73***	0.26	0.19
Oito	1.92***	0.27	1.89***	0.19	1.78***	0.16	1.52***	0.16	1.52***	1.78***	0.16	0.15
Nove	2.96***	0.20	2.59***	0.14	1.86***	0.14	1.82***	0.14	1.82***	1.86***	0.14	0.13
Rural=1	-1.36***	0.06	-0.69***	0.09	-0.75***	0.07	-0.33***	0.07	-0.33***	-0.75***	0.07	0.11
Mulher=1	0.52***	0.05	0.77***	0.08	0.34***	0.06	0.56***	0.06	0.56***	0.34***	0.06	0.06
Log Renda Familiar	0.31***	0.04	0.41***	0.05	0.54***	0.04	0.43***	0.04	0.43***	0.54***	0.04	0.04
Mulher Chefe de Família	0.09***	0.08	-0.24***	0.10	0.03***	0.09	-0.22***	0.09	-0.22***	0.03***	0.09	0.08
Constante	-0.47	0.28	0.23	0.28	-1.19	0.31	1.23	0.31	1.23	-1.19	0.31	0.28
R2	.4119		.3847		.2878		.2730		.2730	.2878		0.28
[N]	3,631		2,398		3,981		2,095		2,095	3,981		2,095

Fonte: PNADs 1977, 1977.

Notas: ***Significativo a 1%; **Significativo a 5%; *Significativo a 10%.

Tabela 7. Resultados das Regressões Logísticas
Matrícula Escolar - Coortes de 14 anos Nascidas em 1963 e 1983, Nordeste e Sudeste, Brasil

	Nordeste						Sudeste					
	Coorte de 1963			Coorte de 1983			Coorte de 1963			Coorte de 1983		
	Prob.	Padrão	Desvio	Prob.	Padrão	Desvio	Prob.	Padrão	Desvio	Prob.	Padrão	Desvio
Escolaridade da Mãe (omitido=0)												
Um	1.72***	0.26	0.41	1.36***	0.41	0.33	1.68***	0.33	0.87***	0.38	0.38	0.38
Dois	2.39***	0.32	0.37	1.51***	0.37	0.19	1.58***	0.19	1.37***	0.44	0.44	0.44
Três	4.61***	0.74	0.62	2.27***	0.62	0.22	1.91***	0.22	0.59***	0.14	0.14	0.14
Quatro	4.13***	0.65	0.45	1.94***	0.45	0.42	3.39***	0.42	1.23***	0.25	0.25	0.25
Cinco	7.30***	2.20	0.63	1.97***	0.63	1.58	5.21***	1.58	4.32***	2.28	2.28	2.28
Seis	9.65**	9.95	1.96	3.24***	1.96	1.34	3.23***	1.34	2.99***	1.82	1.82	1.82
Sete	13.23**	13.64	1.66	2.72***	1.66	1.71	3.85***	1.71	2.49***	1.52	1.52	1.52
Oito	22.92***	23.38	2.80	4.68***	2.80	7.28	14.10***	7.28	2.74***	1.13	1.13	1.13
Nove	41.38***	41.91	1.99	1.92***	1.99	26.40	36.75***	26.40	2.25***	2.35	2.35	2.35
Rural=1	1.21***	0.06	0.12	1.58***	0.12	0.07	1.33***	0.07	1.77***	0.17	0.17	0.17
Mulher=1	0.29***	0.03	0.10	0.69***	0.10	0.02	0.28***	0.02	0.44***	0.08	0.08	0.08
Log Renda Familiar	1.53***	0.12	0.26	1.87***	0.26	0.06	0.78***	0.06	1.37***	0.22	0.22	0.22
Mulher Chefe de Família	0.74**	0.09	0.11	0.69***	0.11	0.09	0.74**	0.09	0.77***	0.15	0.15	0.15
Log Probabilidade [N]	-1882	3477	-731	-731	2125	-1831	-1831	3811	-567	2026	-567	2026

Fonte: PNADs 1977, 1977.

Notas: ***Significativo a 1%; **Significativo a 5%; *Significativo a 10%.

Figure 1
School Enrollment Rate by Age: Brazil, 1977-1999

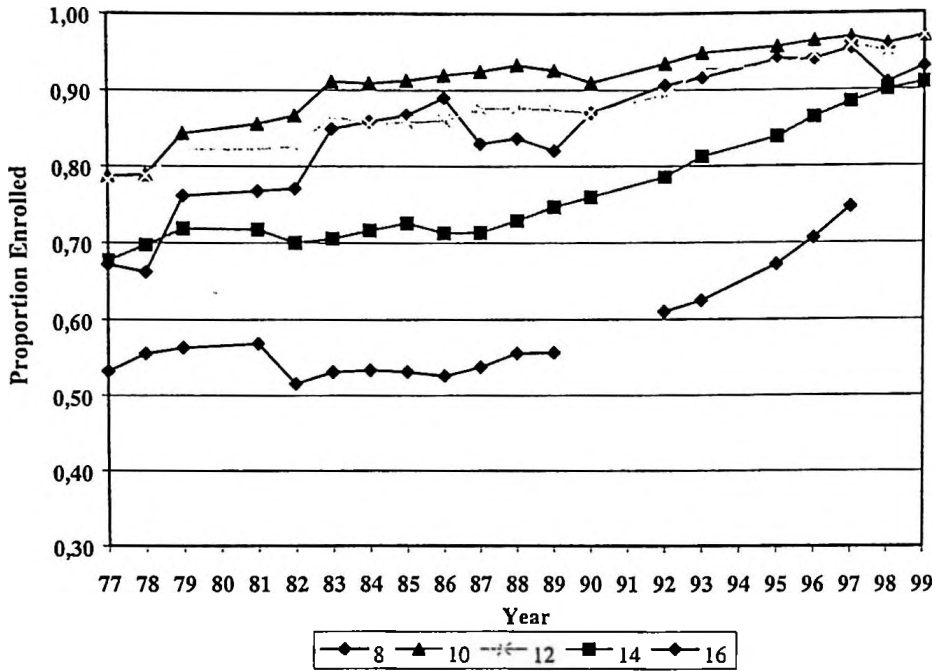


Figure 2
Mean Years of Schooling by Age: Brazil, 1977-1999

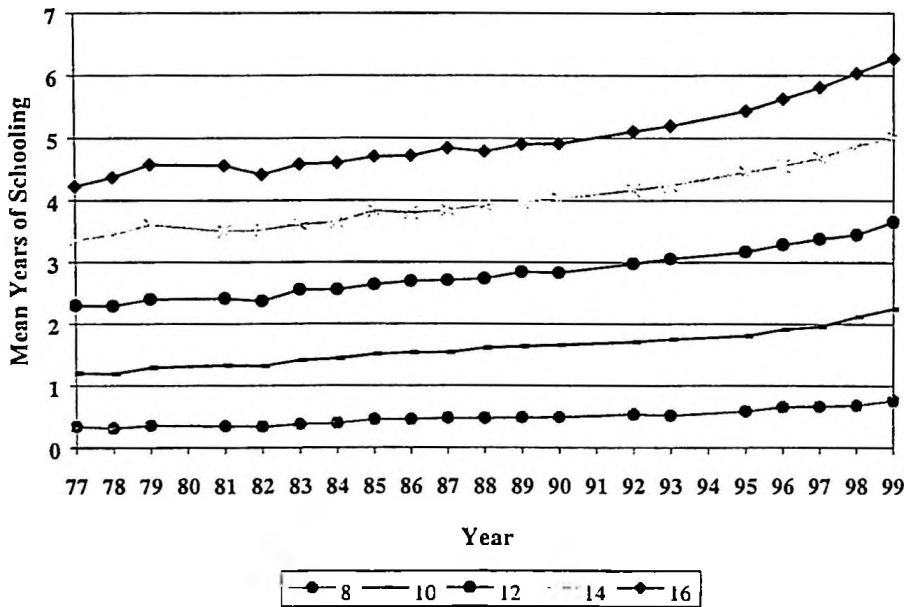
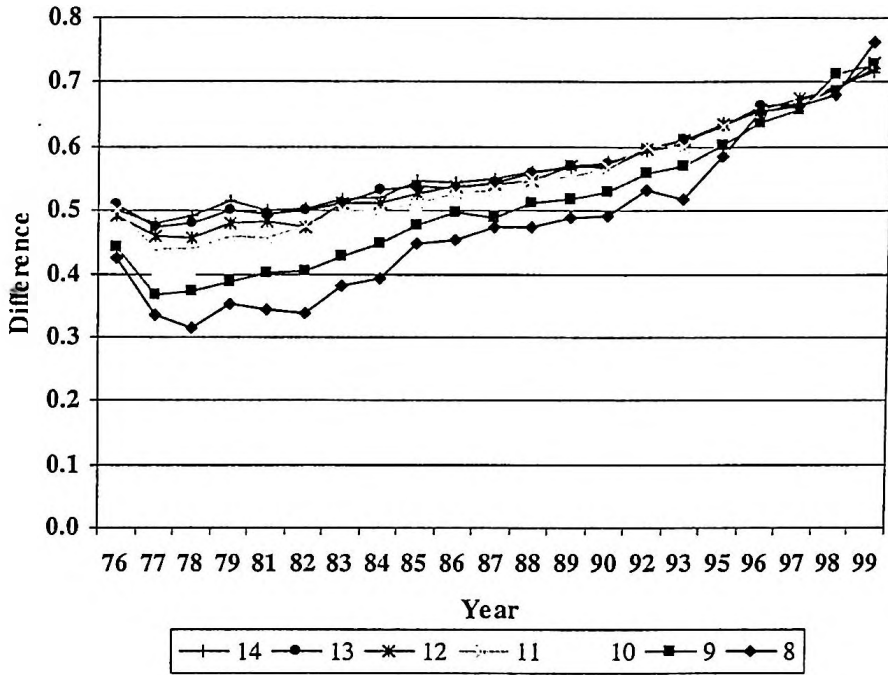


Figure 2.3
 Difference between Appropriate and Observed
 Years of Schooling by Age: Brazil 1976-1999



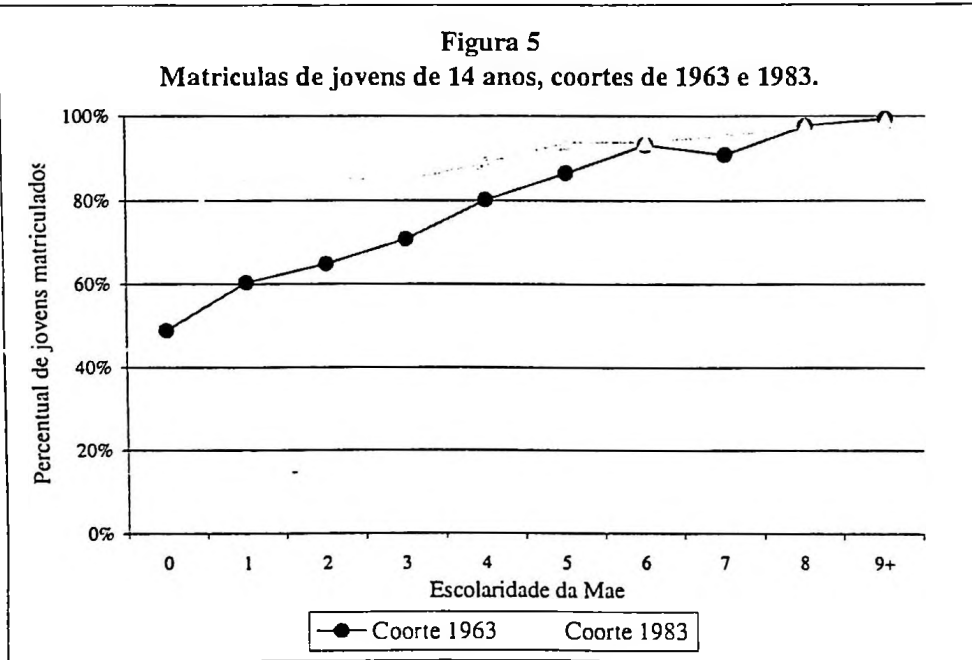
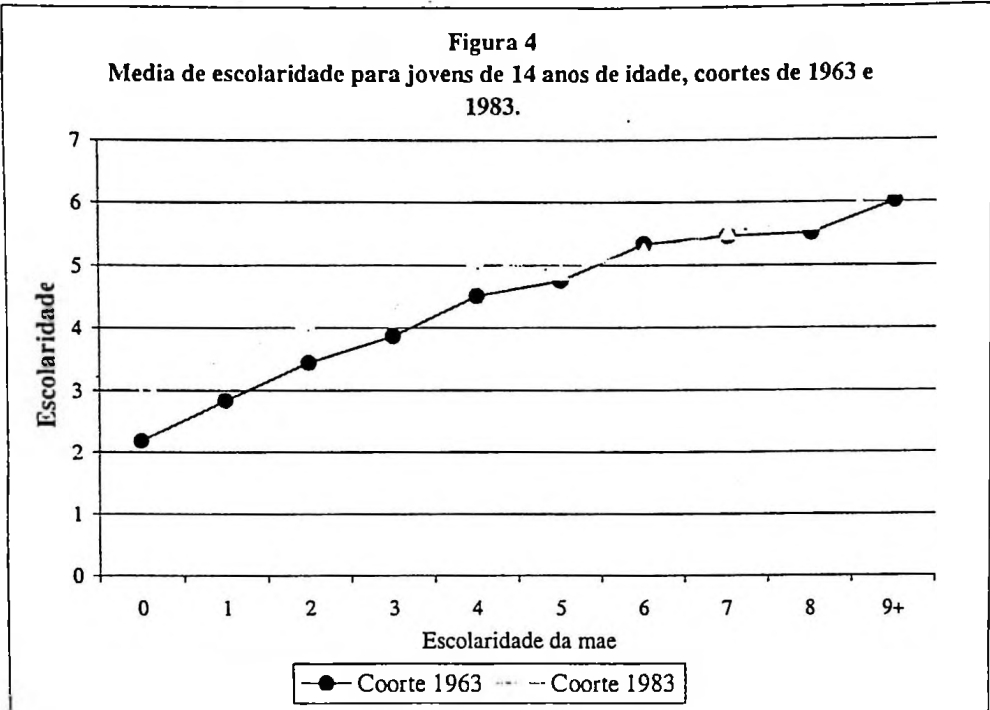


Figura 6
Escolaridade estimada de jovens de 14 anos de idade, coortes de 1963 e 1983

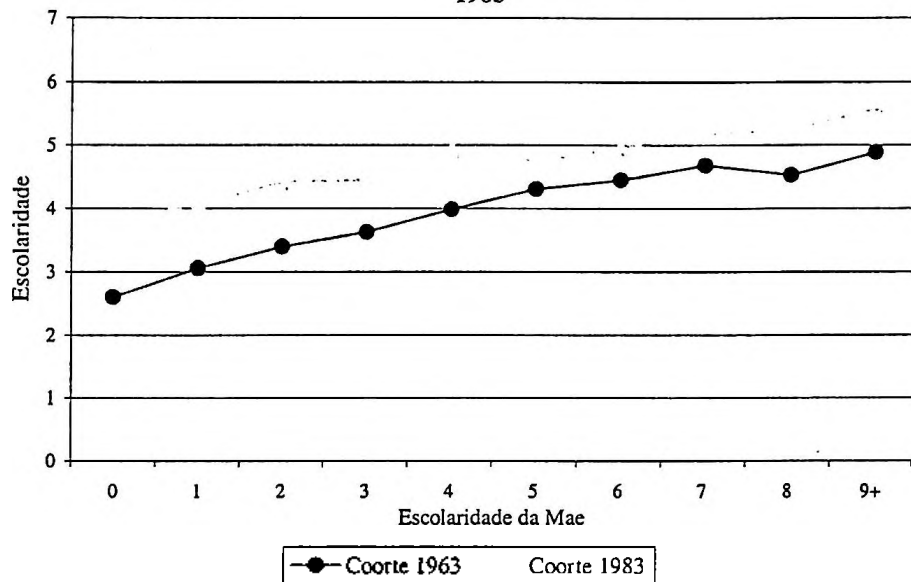


Figura 7
Matricula estimada para jovens de 14 anos de idade, coortes de 1963 e 1983

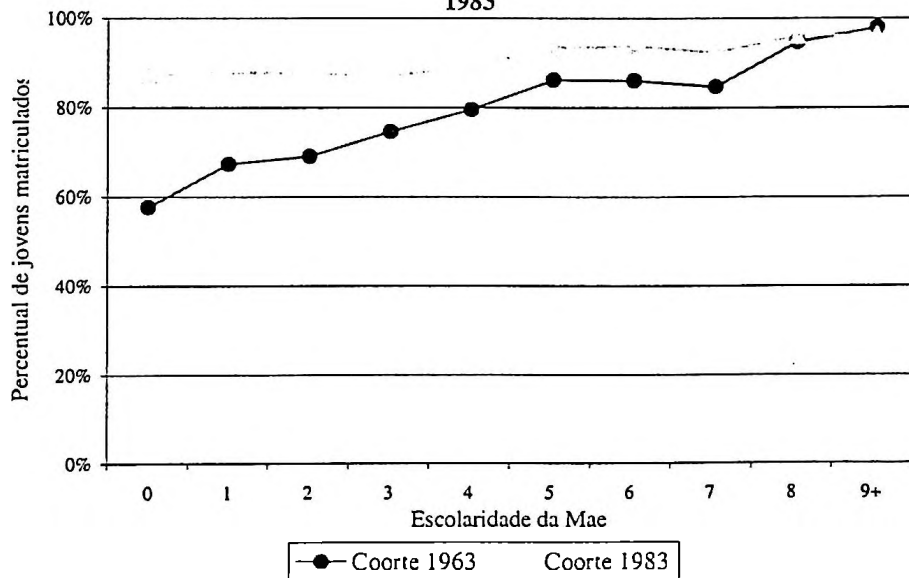
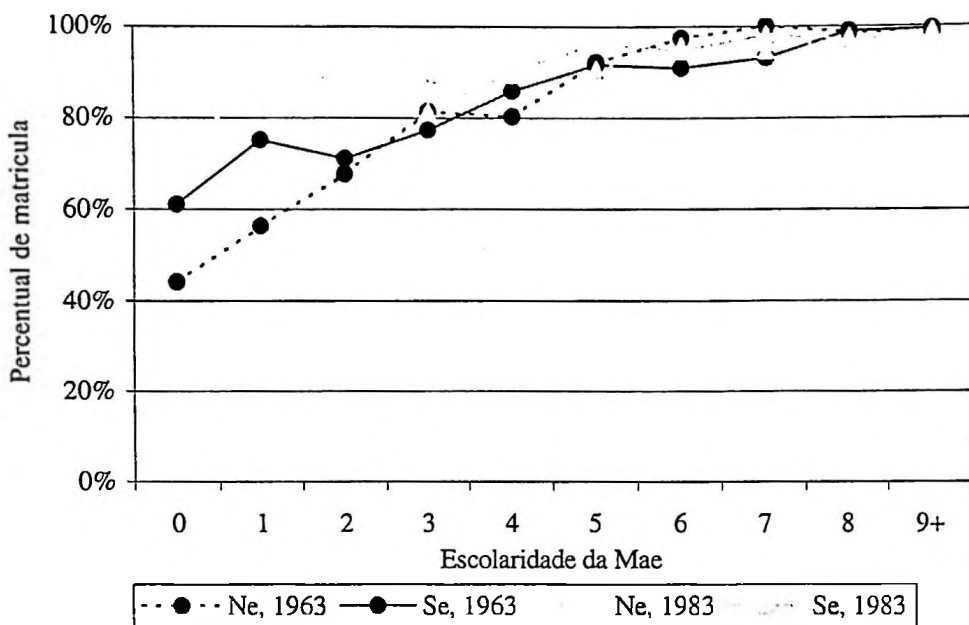


Figura 8
Matricula para jovens de 14 anos de idade por regioao e coortes de 1963 e 1983



Apêndice

Tabela A1. Anos de Escolaridade Completos por Coorte e Idade

Birth Cohort	Age							
	7	8	9	10	11	12	13	14
1962								3.51
1963							3.06	3.36
1964						2.46	2.84	3.44
1965					2.00	2.30	2.87	3.60
1966				1.39	1.76	2.29	2.99	
1967			0.88	1.20	1.76	2.40		3.50
1968		0.43	0.73	1.19	1.84		2.97	3.52
1969	0.11	0.33	0.75	1.29		2.41	3.00	3.62
1970	0.06	0.31	0.77		1.83	2.37	3.07	3.65
1971	0.05	0.35		1.33	1.91	2.56	3.19	3.83
1972	0.06		0.80	1.31	2.01	2.56	3.24	3.80
1973		0.34	0.81	1.41	2.00	2.64	3.22	3.84
1974	0.06	0.34	0.85	1.44	2.05	2.69	3.26	3.93
1975	0.04	0.38	0.90	1.51	2.11	2.71	3.35	3.98
1976	0.07	0.39	0.96	1.54	2.13	2.74	3.42	4.03
1977	0.07	0.45	1.00	1.53	2.20	2.85	3.44	
1978	0.07	0.45	0.98	1.61	2.21	2.83		4.16
1979	0.08	0.47	1.03	1.64	2.27		3.58	4.24
1980	0.07	0.47	1.03	1.66		2.98	3.66	
1981	0.07	0.49	1.06		2.41	3.06		4.45
1982	0.08	0.49		1.71	2.39		3.79	4.55
1983	0.08		1.12	1.75		3.17	3.97	4.75
1984		0.53	1.14		2.53	3.28	4.00	4.87
1985	0.09	0.52		1.81	2.60	3.37	4.14	5.01
1986	0.09		1.20	1.91	2.65	3.45	4.34	
1987		0.58	1.28	1.96	2.83	3.66		
1988	0.11	0.65	1.31	2.12	2.96			
1989	0.15	0.66	1.42	2.25				
1990	0.12	0.68	1.45					
1991	0.13	0.76						
1992	0.16							

Fonte: PNADs 1976-1999

Tabela A2. Matrícula por Coorte e Ano

Coorte de nascimento	Idade							
	7	8	9	10	11	12	13	14
1962								0.69
1963							0.76	0.68
1964						0.79	0.74	0.70
1965					0.81	0.78	0.75	0.72
1966				0.80	0.81	0.79	0.78	
1967			0.73	0.79	0.81	0.82		0.72
1968		0.65	0.74	0.79	0.85		0.78	0.70
1969	0.44	0.67	0.75	0.84		0.82	0.78	0.71
1970	0.47	0.66	0.82		0.85	0.83	0.80	0.72
1971	0.47	0.76		0.86	0.88	0.87	0.81	0.73
1972	0.60		0.82	0.87	0.90	0.86	0.81	0.71
1973		0.77	0.84	0.91	0.90	0.86	0.80	0.71
1974	0.59	0.77	0.88	0.91	0.90	0.86	0.81	0.73
1975	0.54	0.85	0.90	0.91	0.91	0.88	0.82	0.75
1976	0.71	0.86	0.90	0.92	0.91	0.88	0.81	0.76
1977	0.74	0.87	0.91	0.92	0.92	0.87	0.81	
1978	0.77	0.89	0.88	0.93	0.91	0.87		0.79
1979	0.80	0.83	0.89	0.93	0.89		0.84	0.81
1980	0.62	0.84	0.88	0.91		0.89	0.87	0.84
1981	0.64	0.82	0.89		0.93	0.93	0.90	0.86
1982	0.62	0.87		0.93	0.94		0.92	0.88
1983	0.80		0.92	0.95		0.95	0.94	0.87
1984		0.91	0.95		0.95	0.96	0.92	0.90
1985	0.91	0.92		0.96	0.97	0.94	0.93	0.91
1986	0.85		0.96	0.97	0.94	0.95	0.94	
1987		0.94	0.97	0.93	0.96	0.97		
1988	0.86	0.95	0.92	0.96	0.97			
1989	0.89	0.88	0.95	0.97				
1990	0.70	0.91	0.96					
1991	0.75	0.93						
1992	0.79							

Fonte: PNADs 1976-1999

Table A3. Enrollment and Grade Attainment at Ages 14 and 16, Brazil, 1977-

Year	<i>All children</i>						<i>Children currently</i>			
	Percent enrolled		Mean grades completed		Percent at least 3 years		Mean grades completed		Percent at least 3 years	
	Age 14	Age 16	Age 14	Age 16	Age 14	Age 16	Age 14	Age 16	Age 14	Age 16
1977	65%	49%	3.35	4.15	67%	77%	3.98	5.36	55%	60%
1978	66%	51%	3.42	4.27	66%	75%	4.02	5.52	54%	58%
1979	69%	52%	3.50	4.43	66%	74%	4.03	5.59	55%	57%
1981	68%	53%	3.50	4.55	66%	73%	4.05	5.75	55%	56%
1982	68%	50%	3.52	4.41	66%	75%	4.07	5.67	55%	57%
1983	68%	52%	3.62	4.58	64%	73%	4.12	5.73	54%	56%
1984	70%	52%	3.65	4.60	64%	73%	4.09	5.73	56%	57%
1985	71%	52%	3.83	4.70	61%	72%	4.28	5.83	51%	55%
1986	69%	51%	3.80	4.72	61%	72%	4.25	5.85	52%	55%
1987	69%	52%	3.84	4.84	60%	70%	4.30	6.00	51%	52%
1988	71%	54%	3.93	4.79	59%	72%	4.37	5.85	49%	55%
1989	73%	54%	3.98	4.90	58%	70%	4.43	6.00	48%	53%
1990	75%	56%	4.03	4.91	56%	69%	4.46	5.98	47%	52%
1992	77%	59%	4.13	5.06	54%	67%	4.59	6.11	46%	52%
1993	79%	61%	4.23	5.16	52%	66%	4.59	6.13	45%	51%
1995	82%	65%	4.44	5.39	47%	62%	4.80	6.24	40%	48%
1996	84%	68%	4.54	5.57	46%	58%	4.84	6.34	40%	46%
1997	87%	73%	4.65	5.75	43%	56%	4.92	6.43	38%	45%
1998	90%	76%	4.84	5.97	39%	51%	5.03	6.56	35%	41%
1999	91%	78%	4.99	6.21	36%	47%	5.17	6.71	33%	39%

Tabela A3 – Decomposição dos resultados da disparidade regional na escolaridade das crianças entre o Nordeste e o Sudeste para a Coorte de 1963 (Educação da mãe como único fator determinante)

Relação entre a educação da mãe e a escolaridade observada em:	Educação da Mãe		Mudança estimada a partir do aumento da escolaridade da mãe
	Nordeste	Sudeste	
Nordeste	1,98 (média atual)	2,58	0,60
Sudeste	3,68	4,16 (média atual)	0,48
Mudança estimada a partir da alteração na relação	1,70	1,58	
	Média		Mudança total
	1,64		2,18
Aumento (%) na escolaridade atribuído a um aumento na distribuição da educação da mãe	75%		
Aumento (%) na escolaridade atribuído a outros fatores	25%		

Fonte: PNADs 1977 e 1997

Tabela A4 - Decomposição dos resultados da disparidade regional na escolaridade das crianças entre o Nordeste e o Sudeste para a Coorte de 1983 (Educação da mãe como único fator determinante)

Relação entre a educação da mãe e a escolaridade observada em:	Educação da Mãe		Mudança estimada a partir do aumento da escolaridade da mãe
	Nordeste	Sudeste	
Nordeste	3,50 (média atual)	4,23	0,73
Sudeste	4,44	5,43 (média atual)	0,99
Mudança estimada a partir da alteração na relação	0,94	1,20	Mudança total
	Média		1,93
	1,07		
Aumento (%) na escolaridade atribuído a um aumento na distribuição educação da mãe	55%		
Aumento (%) na escolaridade atribuído a outros fatores	45%		

Fonte: PNADs 1977 e 1997

Tabela A5 – Decomposição dos resultados para a diferença de escolaridade entre as crianças do Nordeste para as Coortes de 1963 e de 1983 (Educação da mãe como único fator determinante)

Relação entre a educação da mãe e a escolaridade observada em:	Educação da Mãe		Mudança estimada a partir do aumento da escolaridade da mãe
	1963	1983	
1963	1,97 (média atual)	2,77	0,80
1983	2,88	3,50 (média atual)	0,62
Mudança estimada a partir da alteração na relação	0,91	0,73	Média 0,71
	Média		Mudança total
	0,82		1,53
Aumento (%) na escolaridade atribuído a um aumento na distribuição da educação da mãe	54%		
Aumento (%) na escolaridade atribuído a outros fatores	46%		

Fonte: PNADs 1977 e 1997

Tabela A6 – Decomposição dos resultados para a diferença de escolaridade entre as crianças do Sudeste para as Coortes de 1963 e de 1983 (Educação da mãe como único fator determinante)

Relação entre a educação da mãe e a escolaridade observada em:	Educação da Mãe		Mudança estimada a partir do aumento da escolaridade da mãe
	1963	1983	
1963	4,16 (média atual)	4,95	0,79
1983	4,82	5,43 (média atual)	0,61
Mudança estimada a partir da alteração na relação	0,66	0,48	Média 0,70
	Média		Mudança total
	0,57		1,27
Aumento (%) na escolaridade atribuído a um aumento na distribuição da educação da mãe	45%		
Aumento (%) na escolaridade atribuído a outros fatores	55%		

Fonte: PNADs 1977 e 1997

“Repetência, Avanço e Evasão Escolar no Brasil”

Fernanda Leite Lopez de Leon
Naercio Aquino Menezes Filho

“Repetência, Avanço e Evasão Escolar no Brasil”

Fernanda Leite Lopez de Leon
Naercio Aquino Menezes Filho

1) Introdução

Neste artigo abordamos a questão do progresso educacional no Brasil. A relevância desse tema é justificada pela sua relação direta com o bem estar dos indivíduos e com o crescimento econômico do país. Vários trabalhos apontam para os altos retornos econômicos à educação vigentes no Brasil, principalmente ao ensino superior¹. Apesar disso, o progresso educacional não parece responder de acordo com esses incentivos. Menezes Filho (2001), por exemplo, mostra que apesar da melhora educacional verificada no Brasil nos últimos vinte anos, a situação do Brasil é pior que a de países como os EUA, ou até mesmo com os demais países da América Latina. Hoje, o ensino fundamental comporta mais de 30 milhões de estudantes. O ensino médio, mais de 5 milhões de estudantes e o ensino superior mais de 2,5 milhões de estudantes².

Do ponto de vista individual, a escolha do nível educacional, assim como o desempenho na escola podem ser influenciados por diversos fatores, entre eles: condições sócio-econômicas do estudante, compatibilidade do estudo com a inserção no mercado de trabalho³, condições econômicas e sociais da região em que vive, as suas características observadas, como idade e sexo, e as não observadas, como talento, determinação e sua vontade de continuar estudando.

A importância das características familiares na chance de progresso escolar é um resultado bastante consolidado na literatura teórica e empírica, e considerado como um dos principais fatores responsáveis pela "manutenção do ciclo intergeracional de pobreza". Santos et al (2000) chamam atenção para a relevância dessas, principalmente para a educação dos pais sobre a chance de progresso escolar, frente aos demais determinantes como a qualidade educacional, custo de oportunidade e localização geográfica.

Esse artigo busca trazer a tona alguns desses pontos, através da análise dos determinantes da repetência, avanço escolar e evasão escolar condicional à reprovação para as séries diploma do ensino básico, no Brasil, no período de 1984 a 1997. As principais características estudadas como determinantes dos estados acima são àquelas de origem familiar. Neste trabalho avaliamos sua

¹ Ver Menezes Filho (2001), Fernandes e Narita (2001), Fernandes e Menezes Filho (2000).

² Estatísticas da educação básica no Brasil (1999 e 1998) e Sinopse da Graduação do INEP(2001).

³ Ver Filgueira, Filgueira e Funes (2000).

importância ao longo do tempo e ao longo dos ciclos escolares (no processo seletivo). Para isso, foram utilizados dados da PME, que se trata de um painel verdadeiro que acompanha o mesmo indivíduo ao longo de 16 meses.

Vale ressaltar que a utilização de dados de painel permitiu-nos identificar os indivíduos e as características associadas aos fenômenos estudados, no momento imediatamente anterior à ocorrência desses. Por exemplo, observamos indivíduos (e suas características) durante o ano em que cursavam a 8ª série do fundamental e com isso podemos associa-las aos estados verificados no ano seguinte, a saber: reprovação, avanço escolar ou evasão condicional à repetência. Dessa forma, a análise realizada é baseada no comportamento de fluxo dos estudantes, diferentemente dos trabalhos de Fernandes e Narita (2000), Santos et al (2000) e Leme e Wajnman (2000), que baseiam seus resultados a partir do comportamento de um determinado coorte, ou seja verificam o estoque de estudantes em idade escolar como uma *proxy* para o comportamento do fluxo da frequência escolar. Como esses trabalhos não identificam o indivíduo no momento de sua decisão, não é possível identificar algumas das condições deparadas pelos estudantes (atraso escolar, condição em relação ao mercado de trabalho e convivência com os pais), determinantes do seu processo decisório.

Nossos resultados são inéditos, visto que os trabalhos sobre educação, já realizados, que se utilizam da mesma base de dados tem como objetivo testar a causalidade dos choques de renda familiar sobre a repetência e a evasão escolar (Neri et al (1999)), ou o efeito do trabalho infantil sobre o desempenho escolar (Cavaliere (2000)). Além disso, os demais trabalhos realizados na área que se utilizam dados de painel (Psacharopoulos e Arriagada (1989), Sousa e Silva (1994) e Gomes Neto e Hanushek (1994)), concentram a análise para 1983 e 1984, que é justamente o ponto de partida dessa dissertação.

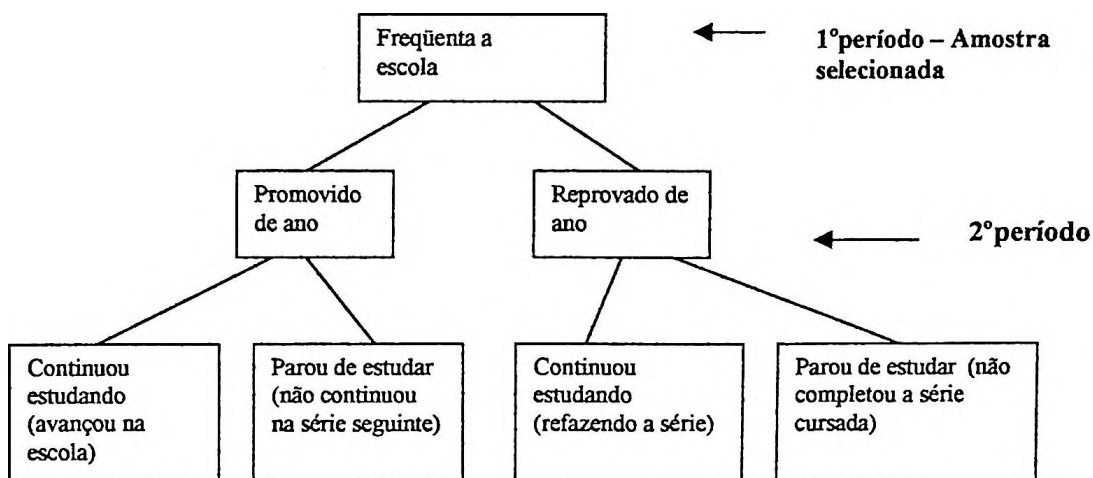
Este trabalho está estruturado da seguinte maneira. A primeira seção trata-se da presente introdução. Na segunda seção, apresentamos a metodologia utilizada para a construção do banco de dados, na terceira seção realizamos uma análise exploratória da PME, através da descrição da repetência, avanço escolar e evasão escolar condicional à reprovação, nas séries-diploma dos ciclos escolares do ensino básico (4ª e 8ª série do fundamental e 3º ano do ensino médio), ao longo dos anos 80 e 90. Na quarta seção apresentamos os resultados econométricos, a partir da análise dos determinantes dos diversos estados. Além disso, realizamos microsimulações para averiguar a probabilidade da ocorrência dos diversos estados (repetência, avanço escolar e evasão condicional à reprovação) sob o escopo dos valores possíveis da idade do estudante e da renda e escolaridade do chefe do domicílio. As simulações ilustram os efeitos das mudanças de composição da amostra de estudantes e as mudanças dos efeitos marginais das características no início (84/85) e no final (96/97) do período amostral. A conclusão é apresentada na última seção.

2) Dados - Metodologia

Como já mencionado, os dados utilizados são referentes a PME - Pesquisa Mensal de Emprego, no período de 1984 a 1997. A PME é uma pesquisa domiciliar de periodicidade mensal realizada nas regiões metropolitanas de Belo Horizonte, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo. Trata-se de um painel rotativo que acompanha os mesmos indivíduos de um domicílio por 4 meses, excluindo-os da amostra por 8 meses, e entrevistando-os novamente por mais 4 meses. Dessa forma, uma amostra de domicílios é entrevistada, por exemplo, em janeiro, fevereiro, março e abril de 1996, e novamente entrevistada em janeiro, fevereiro, março e abril de 1997.

Para a seleção da amostra, incluímos domicílios para os quais a 4ª entrevista⁴ foi realizada entre os meses de abril a novembro. Esses meses correspondem ao ano letivo escolar. Nesses domicílios, os indivíduos selecionados foram aqueles que reportaram freqüentarem a escola no primeiro período (primeiros 4 meses). A exploração do banco de dados ocorreu com base nos resultados verificados no ano seguinte (8 meses depois) relativos à freqüência escolar e repetência. A análise realizada neste trabalho concentra-se no comportamento dos estudantes após a freqüência das séries diploma do ensino básico, a saber: 4ª série, 8ª série e 3º ano do ensino médio⁵. As possibilidades de cada indivíduo estão representadas na figura 1:

Figura 1- Amostra selecionada e estados possíveis



⁴ Para cada indivíduo do domicílio são disponíveis teoricamente, 8 entrevistas: 4 do primeiro ano, e 4 do segundo ano.

⁵ Essas séries correspondem, respectivamente, às últimas séries dos ciclos escolares.

É importante ressaltar que nesse trabalho, não estamos identificando a entrada do indivíduo na escola, visto que já partimos de uma amostra de indivíduos que estão estudando, e assim, verificamos sua chance de sair da escola ou prosseguir seus estudos no ciclo escolar seguinte.

Os resultados relativos à frequência escolar foram condicionados aos estados de repetência e aprovação escolar, verificados no 2º período. A razão dessa divisão é que, para esses dois estados, a decisão de continuar a estudar no ano seguinte pode apresentar razões e conseqüências distintas no que concerne ao acúmulo de capital humano. Para os aprovados de série, continuar a estudar no ano seguinte significa a intenção de cursar o ciclo seguinte. Para os reprovados de série, continuar a estudar no ano seguinte sugere a intenção de refazer a série-diploma. Como os indivíduos só são observados por um ano e quatro meses, nada pode ser concluído sob sua decisão de cursar o ciclo seguinte. Os fenômenos explorados nesse trabalho serão, a proporção de estudantes reprovados nos cursos, a proporção de estudantes que avançam na escola e a proporção de estudantes que abandona a escola condicional à reprovação no curso, como mostra a figura 1.

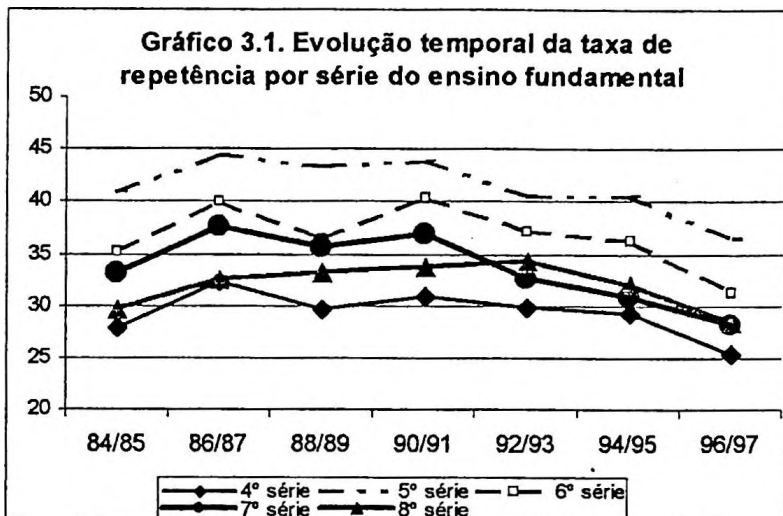
Na próxima seção, será realizada uma análise descritiva da evolução temporal das taxas de repetência e frequência escolar.

3) Análise Descritiva

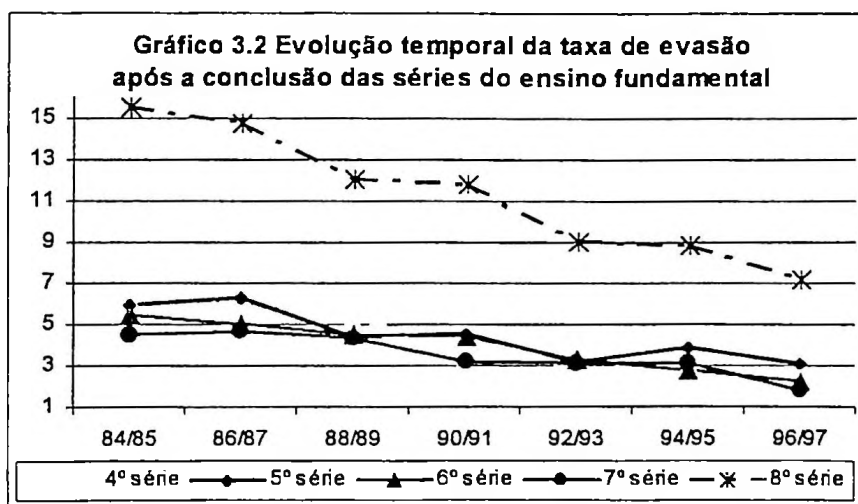
3.1) Análise temporal por série do ensino fundamental

O gráfico 3.1 mostra a evolução da taxa de repetência para as séries do 2º ciclo do ensino fundamental⁶. Curiosamente, entre as séries analisadas, a maior taxa de repetência ocorre na 5ª série e a menor na 4ª série. Os dados da PME mostram que as taxas de repetência se mantiveram relativamente constantes durante o período, apesar da iniciativa do governo da aprovação automática dos estudantes nas escolas públicas. Essa política foi adotada de forma bastante dispersa no tempo e entre os diversos estados brasileiros, o que dificulta a identificação dos seus resultados efetivos. O gráfico 3.1 aponta para a queda da taxa de repetência apenas de 90/91 para 92/93 e de 94/95 para 96/97. Nos demais biênios, as taxas de reprovação apresentaram comportamento irregular.

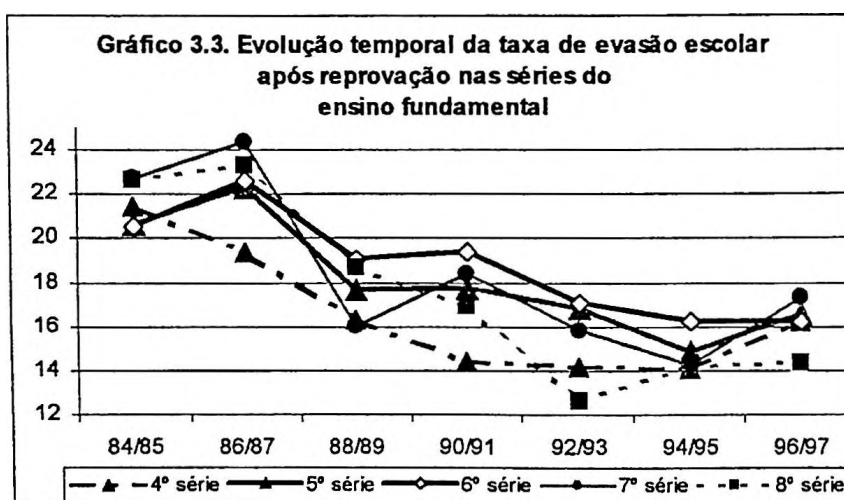
⁶ A PME entrevista indivíduos com idade a partir de 10 anos, razão pela qual nossa análise foi realizada a partir de uma amostra de indivíduos que cursavam (no 1º período) séries a partir da 4ª série do fundamental. Se selecionássemos séries anteriores ao 1º ciclo do fundamental, poderíamos incorrer num problema de viés de seleção, visto que para essas séries a amostra seria composta apenas por estudantes que apresentassem atraso escolar.



O gráfico 3.2 mostra a evolução temporal da proporção de estudantes que interrompe seus estudos após a conclusão da série. O percentual de estudantes que evade a escola entre a 4ª e a 7ª série é bastante similar, a principal diferença ocorre na evasão após a 8ª série, que corresponde à conclusão do ensino fundamental. É bastante visível o efeito-diploma: os estudantes prosseguem na escola até a conclusão do ciclo escolar. Pode-se notar que a queda na taxa de evasão ocorreu principalmente após a conclusão da 8ª série, sugerindo uma maior propensão dos estudantes em prosseguir os estudos no ensino médio, ao invés de interromperem seus estudos no momento de conclusão do ensino fundamental. Nas demais séries, a taxa de evasão apresentou uma queda no período, mas de menor magnitude.



O gráfico 3.3 mostra a evolução temporal da proporção de estudantes que interrompe os estudos após sofrer repetência. Comparando os gráficos 3.2 e 3.3, verifica-se que a proporção de indivíduos que abandona os estudos é bem superior entre os que repetentes do que entre os promovidos no curso (é importante notar que os gráficos estão em escalas distintas). A partir desses gráficos, pode-se inferir que a repetência é um dos principais determinantes da evasão escolar e do baixo nível de acúmulo educacional no Brasil, como ressaltado por Ribeiro (1994). A taxa média de evasão dos estudantes que cursam da 4ª a 7ª série entre os aprovados no curso é de cerca de 3%, enquanto para os reprovados no curso, essa taxa é de cerca de 17%. Apesar disso, o gráfico 3.3 mostra que a evasão escolar entre os repetentes caiu, principalmente nos anos 80. Diferentemente do gráfico 3.2, não notamos uma série padrão em que os alunos repetentes deixam a escola.

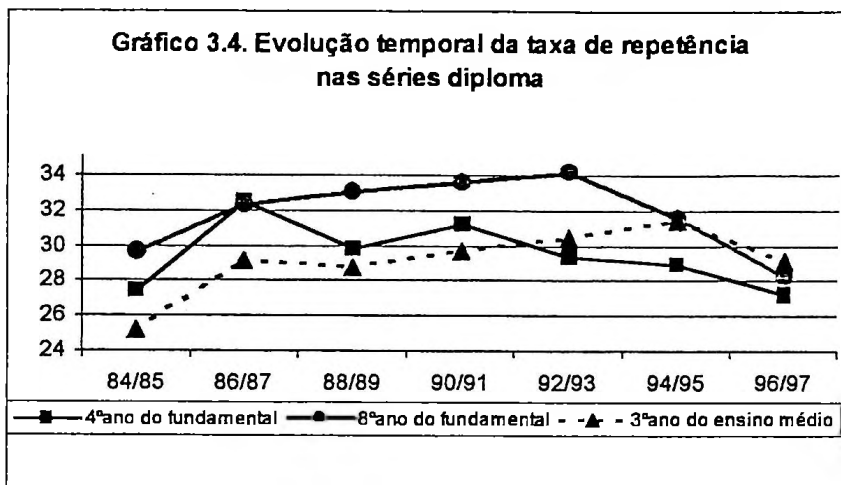


No restante deste trabalho, restringiremos nossa análise às séries diploma, a saber: 4ª e 8ª série do fundamental e 3º ano do ensino médio. Faremos isso porque, nessa seção, identificamos que entre os estudantes aprovados no curso, a evasão ocorre, principalmente, após a conclusão do ciclo escolar.

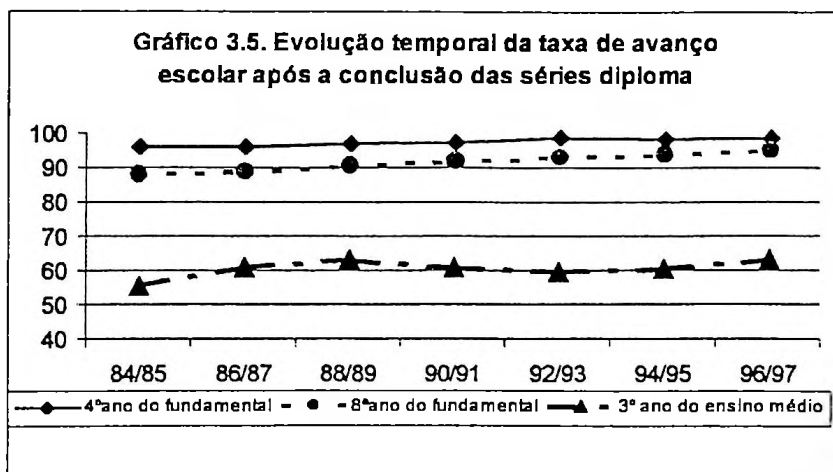
3.2) Análise temporal conjunta por série-diploma

O gráfico 3.4 mostra que as taxas de repetência nas séries-diploma do ensino básico mostraram um comportamento bastante irregular. Elas sofreram um aumento no princípio dos anos 80, e queda em meados dos anos 90. Na 4ª e na 8ª série houve uma diminuição da taxa de reprovação

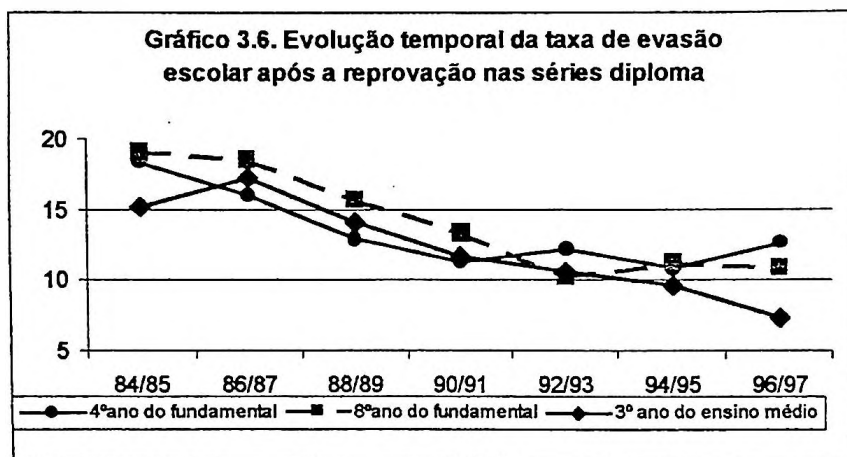
principalmente a partir de 92. Já a taxa de repetência do 3º ano do ensino médio subiu no período amostral.



O gráfico 3.5 ilustra a evolução temporal da taxa de avanço escolar. Nota-se que mais de 95% das pessoas que concluem a 4ª série do fundamental continuam os estudos na 5ª série. Esse percentual cresceu continuamente no período de análise. A mesma tendência se verifica para os estudantes que concluem a 8ª série do fundamental, de forma mais acentuada. Nota-se que a taxa de avanço para o curso superior, após a conclusão do ensino médio, é bem inferior a dos demais ciclos do ensino básico, onde o ensino gratuito é garantido para todos. A decisão de cursar o ensino superior cresceu nos anos 80, mas permaneceu relativamente constante nos anos 90. Vale ressaltar que esses números tratam-se de percentuais relativos. Em números absolutos, houve aumento de matrículas no ensino superior, mas esses resultados foram ofuscados pela grande inserção no ensino médio ocorrida no período.



O gráfico 3.6 refere-se à evolução temporal da taxa de evasão escolar condicional à reprovação escolar. Pode-se notar uma tendência comum de queda na evasão entre todas as séries-diploma, sugerindo que a repetência esteja perdendo força como determinante da evasão escolar, ou que os estudantes estejam se tornando mais persistentes na conclusão dos seus estudos. A queda na taxa de evasão foi especialmente acentuada na década de 80, e se mostrou constante a partir dos anos 90.



3.3) Análise por Faixa de Renda

Nesta subseção ilustramos as taxas de repetência, avanço e evasão escolar por faixa de renda. As faixas consideradas foram os quintis de renda dos chefes de família da PME⁷. A tabela 3.1 apresenta a média anual dos valores dos quintis deflacionados pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do IBGE, a valores de setembro de 1997.

⁷ Para essa análise foram considerados os valores da renda da PME inteira e não somente das famílias com filhos na escola.

Tabela 3.1. Valores Médios do Quintis de Renda

	1984	1986	1988	1990	1992	1994	1996
p(20)	164	208	171	134	122	120	208
p(40)	276	378	296	245	203	208	341
p(60)	518	626	492	413	329	350	536
p(80)	1075	1326	1056	938	779	695	1053

Pretendemos com essa análise verificar se, ao longo do período analisado, a frequência escolar tem se modificado entre as diversas faixas de renda. Os dados do MEC⁸, assim como uma série de trabalhos, têm apontado para o aumento da escolarização no Brasil, refletido no aumento do número de matrículas no ensino básico e superior. Se a universalização da escolarização está ocorrendo, a disparidade das taxas de avanço e evasão entre os quintis de renda deve estar diminuindo, o que buscamos averiguar e ilustrar nessa seção. A tabela 3.2 mostra a distribuição da amostra entre os quintis de renda para todas as séries-diploma, agregada para todos os anos⁹.

Tabela 3.2. Distribuição da Amostra Total por Quintis de Renda e por Série-Diploma

	4ª série do fundamental	8ª série do fundamental	3º ano do ensino médio	Último ano do ensino superior
1ºquartil	26,26	18,38	13,55	5,4
2ºquartil	24,15	18,56	15,73	7,31
3ºquartil	21,14	21,14	19,05	12,74
4ºquartil	17,18	22,49	25,68	29,32
5ºquartil	11,28	19,43	25,99	45,23
nº de observações	25405	17362	8982	4185

Se a distribuição fosse igualitária, cada um dos quintis deveria conter 20% da população amostral. Pode-se verificar que este não é o padrão. Os estudantes da 4ª série concentram-se nas classes de renda mais baixas. Já na 8ª série existe uma mudança: a maior parte dos estudantes pertence ao 3º e 4ºquartil de renda. No 3º ano do ensino médio e principalmente no último ano do ensino superior, há uma maior concentração dos estudantes nos quintis de renda mais altos. Esses dados apontam para a seleção dos estudantes ao longo do ciclo escolar por motivos econômicos.

A tabela 3.3 traz as taxas de repetência relacionadas aos diversos quintis de renda, agregados para todos os anos.

⁸ Estatísticas da educação básica no Brasil (1999 e 1998) e Sinopse da Graduação do INEP(2001).

⁹ Os resultados foram calculados com base nos resultados das entrevistas no 1º período.

Tabela 3.3. Taxa de Repetência nas séries diploma por amostra selecionada de quintil de renda

	4ºano do fundamental	8ºano do fundamental	3ºano do ensino médio
1ºquartil	37.42	32.17	31.03
2ºquartil	30.89	30.00	31.12
3ºquartil	26.32	24.84	31.12
4ºquartil	21.85	23.55	30.11
5ºquartil	15.69	20.69	20.52
1ºquartil/5ºquartil	2.38	1.55	1.51

Em todas as séries consideradas, os dados evidenciam a relação negativa entre renda e repetência: estudantes mais ricos apresentam menor taxa de repetência. Esse fato se verifica mais acentuadamente na 4ª série do ensino fundamental, na qual a taxa de repetência dos estudantes provenientes de domicílios cuja renda do chefe se encontra no 1ºquartil de renda é mais de duas vezes superior a dos estudantes cuja renda do chefe de família se encontra no 5ºquartil. Nas demais séries (8ª série do fundamental e 3ºano do ensino médio) essa diferença diminui, provavelmente devido às características individuais dos estudantes mais pobres que avançam na escola, como inteligência e dedicação, que viriam contrabalançar os maiores custos sócio-econômicos incorridos, que determinam a repetência escolar. Durante o período, as diversas taxas oscilaram bastante, mas a distância entre as taxas de repetência dos diversos quintis mantiveram-se basicamente constantes.

A tabela 3.4 mostra as taxas de avanço escolar. Quanto maior o quintil de renda, maior a taxa de avanço escolar em todas as séries diploma. Após a conclusão do ensino médio, essa relação é especialmente marcante: a taxa de avanço para um estudante do 5º quintil de renda é três vezes superior a de outro estudante pertencente ao 1º quintil de renda. Isto pode ser interpretado como um reflexo do fato de que as vagas no ensino gratuito não serem mais plenamente disponíveis. É interessante notar que nessa transição é justamente quando os retornos monetários são maiores.

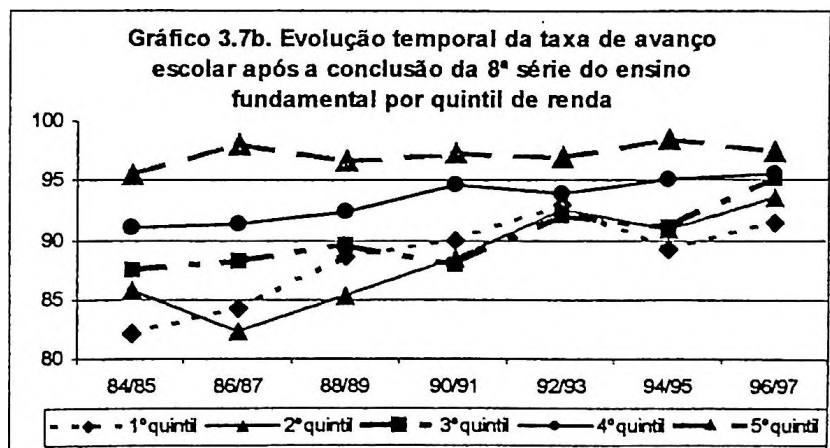
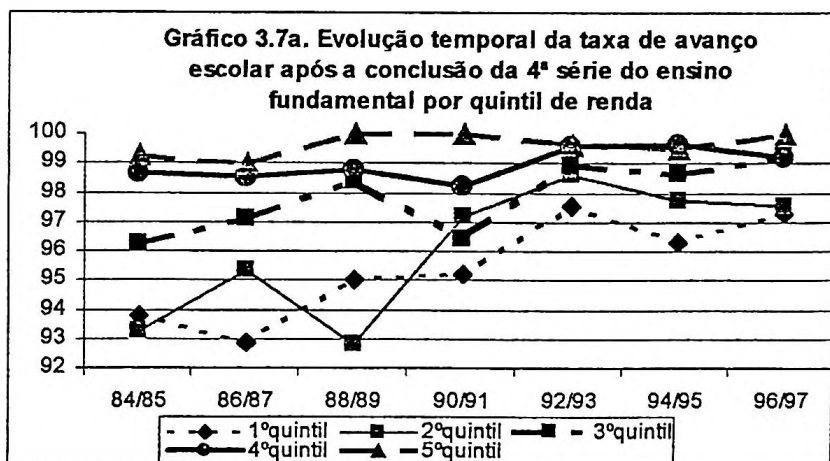
Tabela 3.4. Taxa de Avanço escolar nas séries diploma por amostra selecionada de quintil de renda

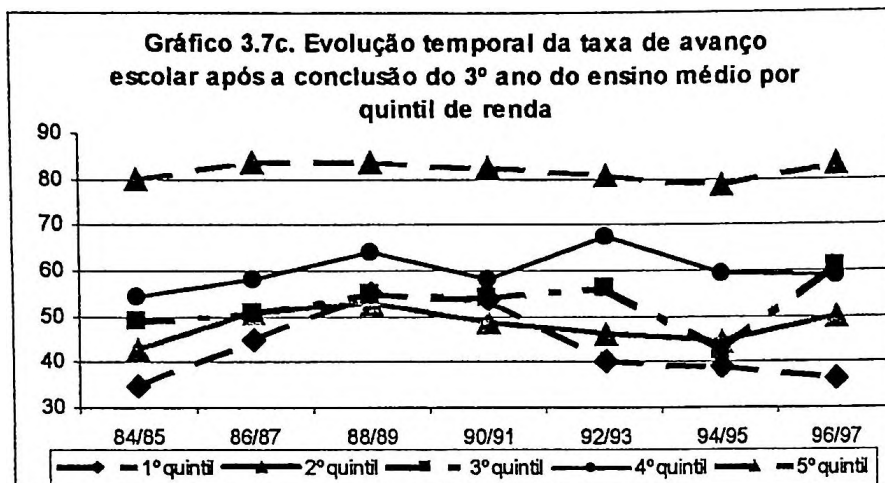
	4ºano do fundamental	8ºano do fundamental	3ºano do ensino médio
1ºquartil	96.23	92.26	25.00
2ºquartil	94.84	93.17	30.12
3ºquartil	97.08	93.62	40.35
4ºquartil	98.38	97.57	56.50
5ºquartil	99.32	99.38	82.97
5ºquartil/1ºquartil	1.03	1.08	3.32

Os gráficos 3.7a, 3.7b e 3.7c mostram a evolução da taxa de avanço escolar para os diversos quintis. Os estudantes associados aos dois primeiros quintis foram os que apresentaram maior aumento da taxa de avanço escolar após a conclusão do 1º ciclo do fundamental. Esse aumento ocorreu principalmente na década de 80. As taxas de avanço escolar para os demais quintis mostraram-se mais constantes, visto que já abrangiam a quase totalidade da população desses quintis. Logo, podemos atribuir pelo menos parte do aumento do número de matrículas no 2º ciclo do ensino fundamental, pela inserção dos estudantes mais pobres (principalmente os do 1º e 2º quintis de renda) nessa faixa de ensino.

O gráfico 3.7b mostra a evolução da taxa de avanço para o ensino médio após a conclusão do 2º ciclo do fundamental. Houve um aumento bem mais acentuado que o verificado no gráfico 3.7a. Novamente, os estudantes provenientes das classes de renda mais baixas foram os que apresentaram o maior aumento da taxa no período, mas diferentemente do gráfico 3.7a, esse não se restringiu apenas a essas faixas.

O gráfico 3.7c ilustra a evolução do percentual de pessoas que prosseguem os estudos após a conclusão do ensino médio. Diferentemente dos demais ciclos analisados, as taxas de avanço para o curso superior, se mostraram bastantes constantes no tempo em todas as faixas de renda. Pode-se verificar uma diferença marcante no nível da taxa por faixa de renda, principalmente dos estudantes pertencentes ao 5º quintil de renda em relação aos demais.





A tabela 3.5 mostra as taxas de evasão escolar dos alunos reprovados nos cursos, entre as diversas faixas de renda.

Tabela 3.5. Taxa de Evasão escolar condicional à reprovação nas séries diploma por amostra selecionada de quintil de renda

	4ºano do fundamental	8ºano do fundamental	3ºano do ensino médio
1ºquintil	20.27	13.61	19.05
2ºquintil	18.30	15.94	8.00
3ºquintil	13.02	13.16	15.53
4ºquintil	9.51	7.02	7.55
5ºquintil	6.64	4.76	8.51
1ºquintil/5ºquintil	3.05	2.86	2.24

Em todas as séries, as taxas de evasão escolar para os repetentes são bem maiores para os estudantes pobres que para os ricos, sugerindo que a repetência seja um desincentivo maior para essa classe econômica. Isto se verifica especialmente para os estudantes reprovados na 4ª série do fundamental, o que se mostrou bastante contra-intuitivo. Nessa série, pelo menos teoricamente, a principal atividade da criança deveria ser a freqüência à escola, e dessa forma, ela estaria mais disposta a incorrer nos custos da repetência. No ensino médio, a diferença entre as taxas de evasão nos quintis de renda é menor, o que pode ser resultado da "seleção" das pessoas por características individuais, não relacionadas com seu nível sócio-econômico. Outra possível explicação seria o alto custo de oportunidade de abandonar à escola a uma série da conclusão do ensino básico. Ao longo do período considerado, houve queda desse tipo de evasão para todas as séries e faixas econômicas. Apesar disso, os dados mostram bastante oscilação, que pode ser

atribuída ao baixo número de observações para essa decomposição, e devido a isso, não apresentamos nessa seção.

3.4) Características da amostra

As tabelas 3.6, 3.7 e 3.8 trazem um quadro descritivo das características pessoais e domiciliares dos estudantes que tomam distintas decisões após a frequência das diversas séries diploma.

Tabela 3.1 - Características médias dos Aprovados e Reprovados nas diversas Séries diploma

	4ª série			8ª série			3ºano		
	Aprovado	Reprovado	*	Aprovado	Reprovado	*	Aprovado	Reprovado	*
Idade	12	14	3	16	18	2	20	22	2
Sexo Masculino (%)	49,9	55,2	5,3	44,8	50,4	5,6	42,5	52,5	10,0
Chefe da Família (%)	0,2	2,8	3	1,5	4,6	3	3,9	11,1	7
Trabalha (%)	4,4	13,8	9	18,2	31,8	14	36,4	51,7	15
Desempregado (%)	0,4	1,0	1	2,5	3,5	1	4,2	4,5	0
Mora sem os pais (%)	2,4	6,7	4	5,5	10,5	5	9,9	19,1	9
Escolaridade da mãe	6,2	5,2	-1	7,0	6,3	-1	7,6	7,1	-1
Escolaridade do pai	6,5	5,4	-1	7,4	6,8	-1	8,3	7,6	-1
Escolaridade do chefe	6,4	5,3	-1	7,4	6,8	-1	8,4	8,0	0
nº de observações	20.539	8.588		14.295	6.565		8.001	3.281	

* Diferença das características médias dos estudantes reprovados e aprovados no curso.

Tabela 3.2 - Características médias dos estudantes que Avançam e dos que Interrompem os estudos após a conclusão das diversas Séries diploma

	4ª série			8ª série			3ºano		
	Avança	Pára	**	Avança	Pára	**	Avança	Pára	**
Idade	12	15	3	16	19	3	19	20	2
Sexo Masculino (%)	49,9	49,9	0	44,1	52,4	8	43,0	41,7	-1
Chefe da Família (%)	0,2	1,9	2	1,0	6,6	6	2,3	5,5	3
Trabalha (%)	3,8	23,9	20	15,8	45,0	29	28,0	49,2	21
Desempregado (%)	0,3	2,6	2	2,2	4,8	3	3,3	5,6	2
Mora sem os pais (%)	2,3	7,7	5	4,6	15,6	11	7,6	13,4	6
Escolaridade da mãe	6,2	3,9	-2	7,1	5,1	-2	8,7	5,6	-3
Escolaridade do pai	6,5	4,0	-3	7,6	5,2	-2	9,5	6,1	-3
Escolaridade do chefe	6,5	4,1	-2	7,5	5,7	-2	9,4	6,6	-3
Nº observações	19.970	569		13.094	1.201		4.832	3.172	

** Diferença das características médias dos estudantes que avançam e os que interrompem os estudos após a conclusão das diversas séries diploma.

Tabela 3.3 - Características médias dos estudantes que Refazem a Série diploma e dos que Interrompem os estudos após a reprovação no curso

	4ª série			8ª série			3ºano		
	Refaz a série	Pára de estudar	***	Refaz a série	Pára de estudar	***	Refaz a série	Pára de estudar	***
Idade	13	22	9	18	21	4	21	24	2
Sexo Masculino (%)	56,2	49,0	-7	50,2	51,6	1	52,6	51,4	-1
Chefe da Família (%)	1,6	10,7	9	3,9	9,2	5	10,8	13,1	2
Trabalha (%)	10,3	36,5	26	28,8	50,2	21	50,3	61,7	11
Desempregado (%)	0,7	3,3	3	3,0	6,2	3	4,1	4,8	1
Mora sem os pais (%)	5,3	15,3	10	9,1	19,1	10	18,3	24,9	7
Escolaridade da mãe	5,3	4,0	-1	6,5	4,9	-2	7,3	6,0	-1
Escolaridade do pai	5,5	4,2	-1	7,0	5,2	-2	7,8	6,5	-1
Escolaridade do chefe	5,5	4,3	-1	7,0	5,6	-1	8,1	7,0	-1
Nº observações	7.424	1.164		5.650	733		2.884	397	

*** Diferença das características médias dos estudantes que interrompem os estudos após a reprovação no curso e os que refazem a série diploma após a reprovação.

4) Análise Econométrica

Nessa seção, realizamos um estudo econométrico dos determinantes da repetência, avanço e evasão escolar condicional à reprovação para as séries diploma do ensino básico, no período entre 1984-97. Nas estimações, fazemos a hipótese de independência entre os processos de avanço/evasão da repetência no curso no período anterior. Devido a essa hipótese, a probabilidade de avanço escolar foi calculada a partir da amostra de estudantes aprovados no curso e a probabilidade de evasão escolar, a partir da amostra de estudantes reprovados no curso, sem qualquer controle de viés de seleção da amostra. Os passos seguintes desta pesquisa levarão em conta a interdependência destes dois resultados através da estimação pelo método Heckprobit. Também foram realizadas microsimações para averiguar a probabilidade de ocorrência dos fenômenos estudados sob o escopo dos valores possíveis das variáveis explicativas selecionadas (idade, renda e escolaridade do chefe).

As características individuais utilizadas nas regressões foram: idade, sexo, condição de chefe do domicílio, se vivem com ou sem os pais e sua condição em relação ao mercado de trabalho: se trabalhava, se estava desempregado ou fora da PEA. Além dessas características, foram utilizadas, como controles adicionais nas regressões, as *dummies* regionais¹⁰ e temporais. A seguir apresentamos os resultados da análise econométrica dos determinantes da repetência, avanço e evasão condicional à reprovação. Os exercícios econométricos foram realizados através

¹⁰ Psacharopoulos, G. e Arriagada A.M. (1989) e Santos, Paes de Barros, Mendonça, Quintaes (2000) mostram a existência de diferenças regionais na frequência escolar no Brasil.

da estimação do modelo binomial Probit¹¹, devido à natureza discreta das variáveis dependentes. Elas assumem valor 1 no caso da ocorrência do fenômeno (repetência, avanço, ou evasão no caso de reprovação) e zero, caso contrário.

4.1) Resultado das Estimações

4.1.1) Probabilidade de Repetência.

As variáveis renda e idade se mostraram significativas na explicação da repetência em todas as séries-diploma: estudantes mais pobres e/ou mais velhos apresentam maior chance de reprovação. A diferença de gênero também foi significativa: meninos apresentam maior chance de reprovação que as meninas. A escolaridade do chefe foi negativamente significativa na explicação da reprovação na 4ª e 8ª séries, já para a reprovação no 3º ano do fundamental ela não se mostrou significante, como mostra a tabela 3.7.

Os estudantes inseridos na PEA (trabalhando ou na condição de desempregados) apresentam maior chance de reprovação em relação àqueles que estão fora da PEA. É importante ressaltar, a diferença na chance de repetência entre os estudantes que estão trabalhando e aqueles que estão procurando emprego. Considerando o resultado do teste de restrição de parâmetros, no nível de significância de 10%, os estudantes da 8ª série que trabalham apresentam maior chance de reprovação frente aqueles que estão desempregados, em relação aos estudantes fora da PEA. Já para os estudantes da 4ª série do fundamental, não há diferença entre aqueles que trabalham e os que estão desempregados. Eles apresentam uma chance igualmente maior de reprovação frente aqueles que estão fora da PEA.

Em relação à presença dos pais no ambiente familiar, estudantes do 3º ano do ensino médio que moram sem os pais apresentam maior chance de repetência frente aos demais. Entre os estudantes da 8ª série do fundamental, aqueles que moram sem os pais ou que moram apenas com o pai apresentam maior chance de reprovação em relação aos outros. Já na 4ª série do fundamental, estudantes que moram com o pai e a mãe apresentam menor chance de repetência frente aos que vivem apenas com a mãe ou apenas com o pai, e estes, menor chance de reprovação que aqueles que vivem sem ambos os pais.

As diferenças regionais também foram significativas, os estudantes residentes em São Paulo apresentam menor chance de reprovação em relação aos residentes em todas as demais regiões metropolitanas, com exceção dos estudantes residentes em Belo Horizonte na 4ª série e no 3º ano do ensino médio.

¹¹ Para a especificação desse modelo, ver Madalla (1990) ou Greene (1995).

As *dummies* temporais foram estatisticamente significativas. Em relação ao biênio inicial da amostra (84/85), as chances de repetência na 4ª e na 8ª série aumentaram na década de 80, e caíram na década de 90. Os resultados econométricos mostram que a probabilidade de reprovação nessas séries em 96/97 não era estatisticamente distinta de 84/85. Para o 3º ano do ensino médio, a chance de reprovação aumentou na década de 90, *vis a vis* sua probabilidade no começo da década de 80.

4.2) Probabilidade de Avanço Escolar

A variável idade mostrou-se negativamente significativa na explicação do avanço escolar após a conclusão de todas as séries diploma, o que era um resultado esperado: estudantes com maior atraso escolar apresentam maior chance de abandonar os estudos quando concluem os ciclos escolares. Os resultados por gênero não foram significativos, e os chefes de família apresentam maior chance de avanço para o ensino superior, após a conclusão do ensino médio. Além disso, os estudantes inseridos na PEA apresentam menor probabilidade de avanço escolar que os demais, indiferentemente se estão trabalhando ou desempregados.

Novamente, os estudantes residentes em São Paulo apresentam maior chance de avanço escolar em relação aos estudantes das demais regiões. As exceções são bastante surpreendentes: Salvador (após a conclusão da 4ª e da 8ª série) e Recife (após a conclusão da 8ª série), corroborando as conclusões verificadas na análise descritiva na seção 2.2.3.

As *dummies* temporais mostram-se significativas, apontando para o aumento da probabilidade de avanço escolar após a conclusão do 1º e 2º ciclo do fundamental, desde 84/85. Para o avanço escolar para o superior, os resultados foram contrários: apenas a *dummy* referente ao biênio 96/97 foi estatisticamente significativa, e seu sinal foi negativo, indicando que a chance de avanço escolar para o superior em 96/97 é inferior àquela vigente em 84/85.

4.3) Probabilidade de evasão escolar condicional à reprovação

Estudantes mais velhos apresentam maior chance de evasão, quando foram reprovados nos cursos, enquanto que a chance é menor para aqueles que são chefes de família. Além disso, não foi verificada diferença por gênero na probabilidade de evasão escolar condicional à reprovação. As diferenças de renda entre os estudantes também não foram significativas, diferentemente da escolaridade do chefe que se mostrou negativamente significativa na explicação da evasão condicional à reprovação para todas as séries.

Os estudantes reprovados nos cursos, que moram sem os pais apresentam maior chance de

abandonar a escola frente àqueles que vivem com ao menos um dos pais. Os estudantes reprovados na 4ª ou na 8ª série inseridos na PEA (trabalhando ou desempregados) apresentam maior chance de evasão que aqueles que se encontram fora da PEA, já para os reprovados no 3º ano do ensino médio, a inserção no mercado de trabalho não se mostrou estatisticamente significativa na explicação da evasão escolar.

Os resultados das regressões apontam para a inexistência de diferenças regionais na explicação da evasão escolar condicional à reprovação. Apenas os estudantes residentes em Salvador (para todas as séries) e Rio de Janeiro (para a 8ª série) apresentam menor chance de evasão em relação aos demais. As *dummies* temporais se mostraram negativamente significativas, o que corrobora as conclusões verificadas na análise descritiva, com a queda das taxas de evasão escolar condicional à reprovação em todas as séries-diploma.

4.2) Micro-simulações

Foram realizadas micro-simulações, no intuito de verificar a importância das características de origem familiar (escolaridade e renda do chefe) e individual (idade) na probabilidade de ocorrência dos fenômenos estudados (repetência, avanço e evasão condicional à reprovação) nos biênios limites da amostra (84/85 e 96/97). Para isso, as simulações foram realizadas, ilustrando os efeitos das mudanças de composição da amostra de estudantes ($\hat{x}_{84/85}, \hat{x}_{96/97}$) e as mudanças dos efeitos marginais das características ($\hat{\beta}_{84/85}, \hat{\beta}_{96/97}$), nos dois instantes de tempo (84/85 e 96/97).

As probabilidades previstas da ocorrência dos fenômenos estudados foram calculadas, variando, separadamente, o valor das características explicativas em questão, a saber: idade, renda do chefe e escolaridade do chefe. Por exemplo, na simulação da escolaridade do chefe, estimamos, entre outros, a probabilidade de repetência para cada um dos possíveis níveis de escolaridade do chefe da família. É importante ressaltar que a probabilidade foi calculada para o indivíduo de referência nas estimações, ou seja, para aquele com idade, renda e escolaridade do chefe média da amostra, de sexo feminino, residente em São Paulo, que não é chefe de família, mora com o pai e a mãe, e não faz parte da PEA. Foram realizados três tipos de simulações.

Na primeira simulação, as previsões foram realizadas considerando apenas a amostra do biênio, 84/85. Dessa forma, a probabilidade prevista comporta o efeito marginal das características nesse período amostral ($\hat{\beta}_{84/85}$) e a amostra da população do período ($x_{84/85}$).

Na segunda simulação, foram calculados os efeitos marginais de 84/85, e o valor previsto da probabilidade foi calculado para a amostra de 96/97. Dessa forma, a probabilidade prevista calculada comporta o efeito marginal do 1º biênio, ($\hat{\beta}_{84/85}$) e a amostra do último biênio ($x_{96/97}$). As diferenças da probabilidade prevista nesse exercício com o anterior, devem refletir a mudança na composição amostral, visto que os efeitos marginais permaneceram inalterados. Com base no efeito composição, espera-se que as probabilidades de repetência e evasão caiam, e as de avanço aumentem. Menezes Filho (2000), mostra que nesses 12 anos (84-96) houve melhora educacional geral da população, que deve ter se refletidos nas demais características observáveis dos estudantes, controladas nas regressões, como renda e a idade.

Na terceira simulação, as previsões foram realizadas considerando apenas a amostra do biênio, 96/97. Dessa forma, a probabilidade prevista comporta o efeito marginal das características nesse período amostral ($\hat{\beta}_{96/97}$) e a amostra da população do mesmo período ($x_{96/97}$). Diferentemente do exercício anterior (comparação entre a 1ª e a 2ª simulação) em que o efeito marginal permanecia constante ($\hat{\beta}_{84/85}$) e a mostra variava, na comparação entre a 2ª e a 3ª simulação, a amostra permanece constante ($x_{96/97}$), e o efeito marginal varia ($\hat{\beta}_{84/85}, \hat{\beta}_{96/97}$). Dessa forma, pela própria natureza do exercício, a mudança verificada é esperada na elasticidade das probabilidades frente às características. Podemos pensar, no contrafactual da probabilidade de ocorrência dos fenômenos, da amostra de estudantes observada em 96/97, caso vivesse nas condições de 12 anos atrás, ou seja em 84/85.

4.3) Resultados das Simulações¹²

A diferença entre os resultados da 1ª simulação com a 2ª simulação foram os esperados. As probabilidades de repetência e evasão caíram, e a probabilidade de avanço escolar aumentou para todas as séries diploma. Isso ocorreu no escopo dos valores possíveis de todas as variáveis, ou seja, para quaisquer valores de idade dos estudantes, renda e escolaridade do chefe. Esse resultado era esperado, visto que as demais características, sob as quais a probabilidade prevista foi calculada adotam seus valores factuais. Os estudantes observados em 96/97 possuem características observáveis "melhores" que a dos estudantes observados em 84/85. Apesar disso,

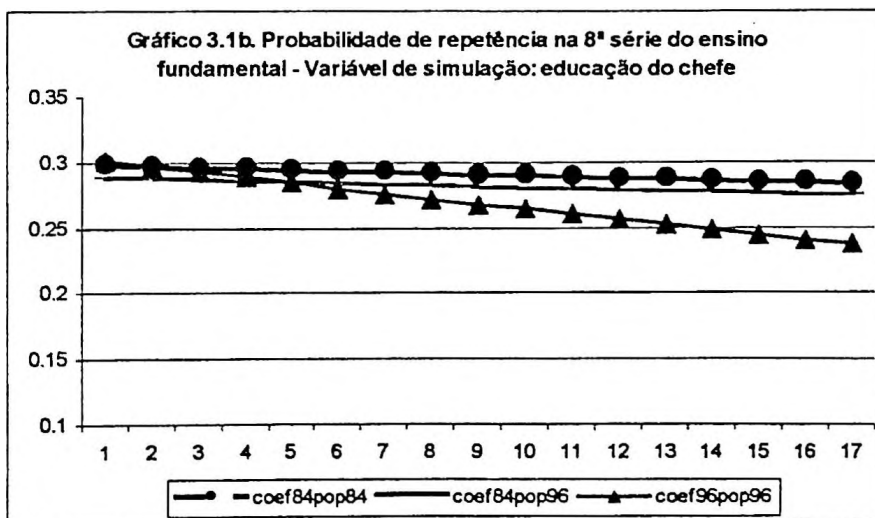
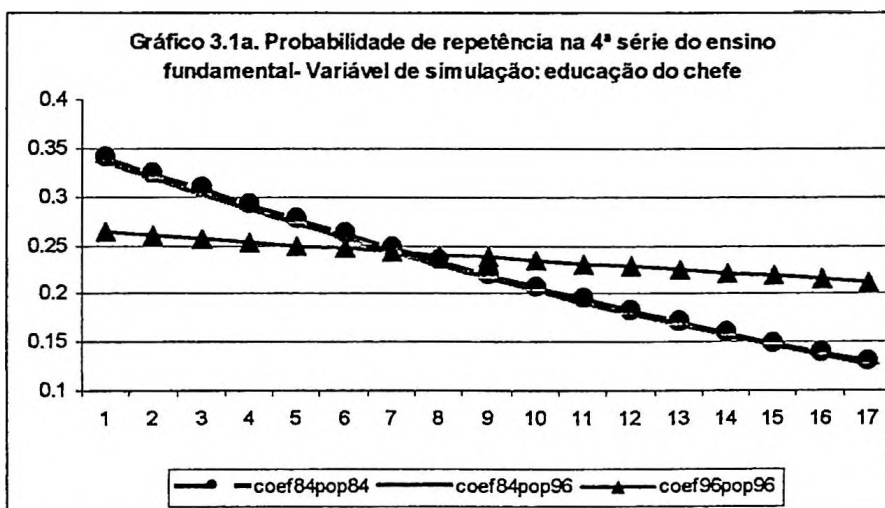
¹² As simulações não foram realizadas para a probabilidade de evasão escolar condicional à reprovação no 3º ano do ensino médio. Elas também não foram realizadas para a probabilidade de evasão condicional à reprovação na 4ª e na 8ª série no escopo de variação da renda, visto que nessas séries, o impacto das variáveis não foi estatisticamente significativo.

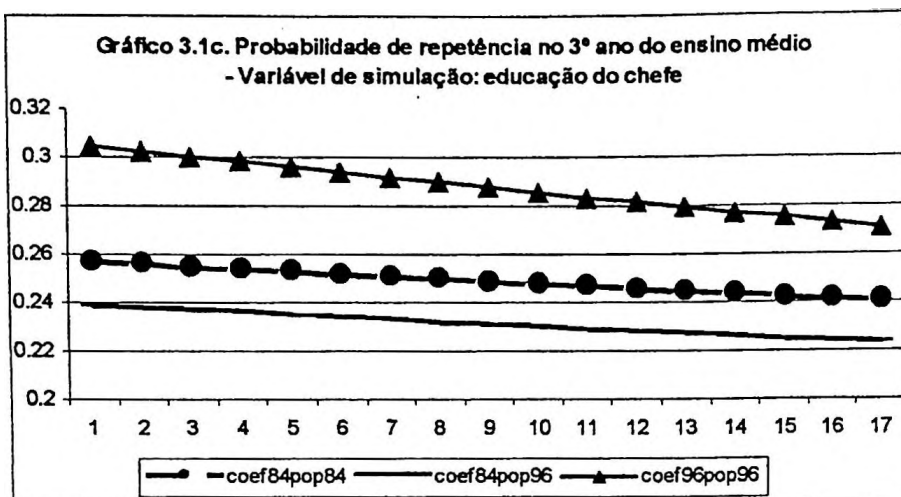
nota-se que para a evasão escolar condicional à reprovação, essa diferença foi menos acentuada que para a reprovação e o avanço.

A análise da diferença da 2ª simulação para a 3ª simulação apresenta resultados menos padronizados entre as séries e os eventos ocorridos. Como os resultados são bastante heterogêneos, eles serão descritos, segundo as características em questão.

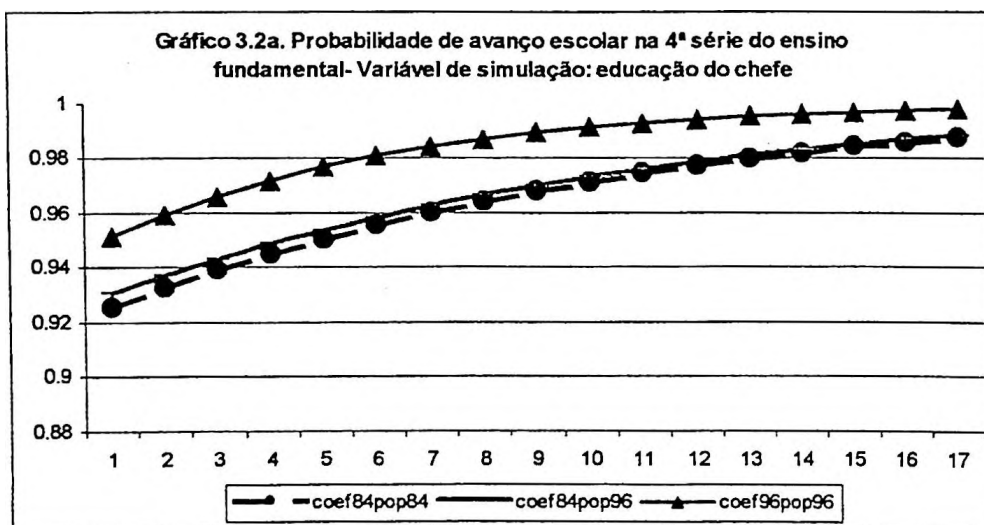
4.3.1) Escolaridade do chefe

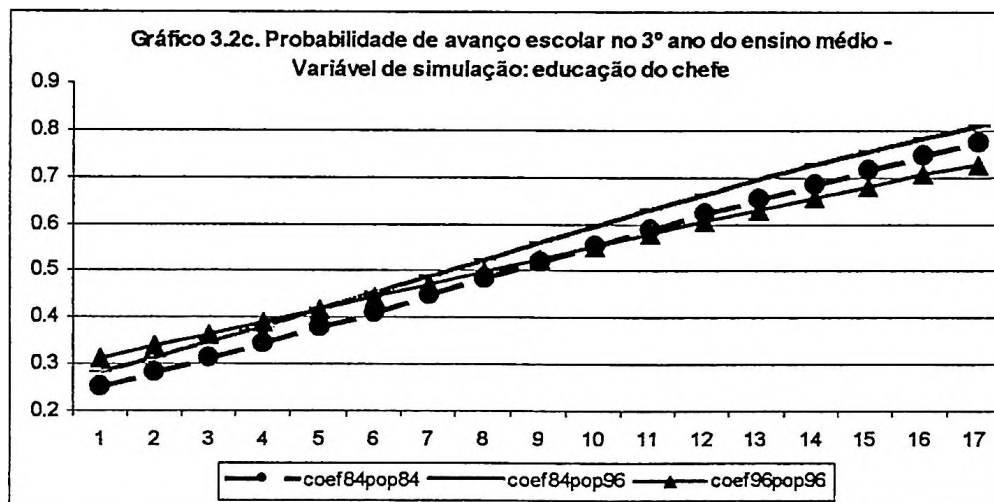
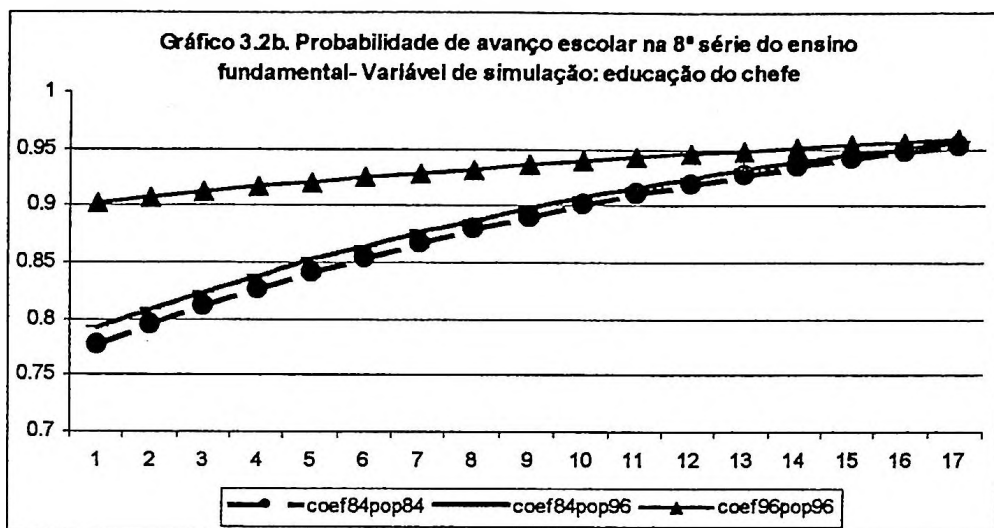
As elasticidades das probabilidades de repetência, em relação à escolaridade do chefe sofreram mudanças distintas entre as séries. Tomando como referência o biênio de 84/85, a repetência na 4ª série tornou-se mais inelástica em relação à educação do chefe. Já na 8ª série e no 3º ano do ensino médio, a probabilidade de repetência ficou mais elástica para os estudantes cujos chefes do domicílio são mais educados (possuem mais de 7 anos de estudo). Vale ressaltar que se os estudantes do 3º ano do ensino médio, observados em 96/97, vivessem sob os efeitos marginais vigentes em 84/85, apresentariam menor chance de reprovação.



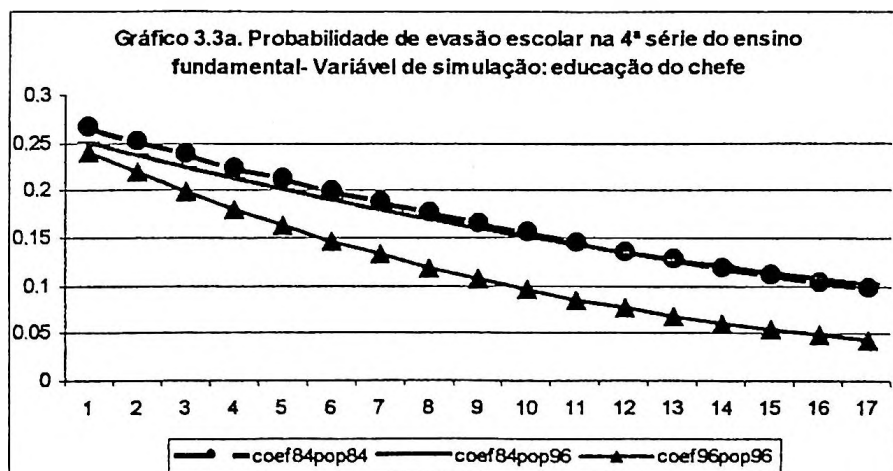


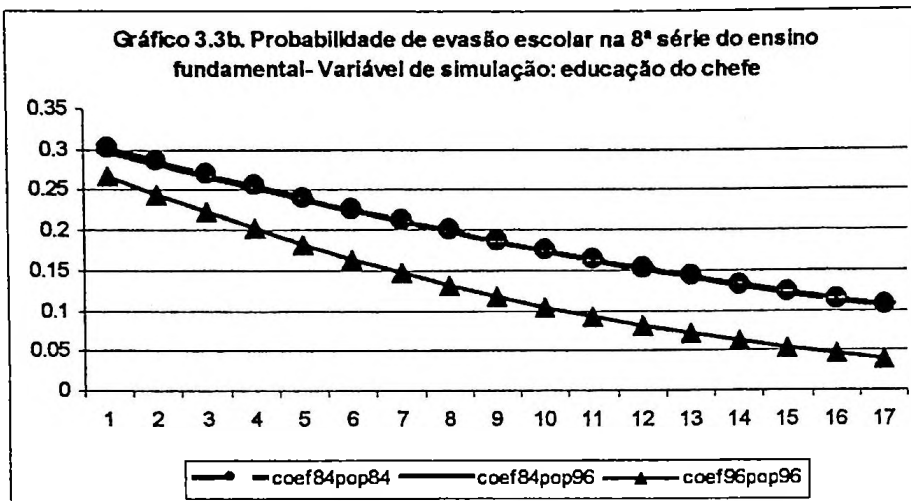
Para o avanço escolar, a principal mudança ocorreu para a 8ª série: a probabilidade de avanço escolar tornou-se mais inelástica em relação à educação do chefe do domicílio, para estudantes cujos chefes de família são menos educados (até 10 anos de estudo). Também se nota, a mudança acentuada no nível de repetência no contrafactual dos anos: se um estudante que tivesse concluído a 8ª série, com todas as características médias dos estudantes observados em 96/97, e a escolaridade do chefe fosse de 1 ano de estudo, vivendo em 84/85 teria cerca de 80% de probabilidade de avançar para o ensino médio. Enquanto esse mesmo estudante, vivendo em 96/97, teria sua chance aumentada para 90%. Para a 4ª série, a mudança na elasticidade foi bastante tímida, mas houve aumento da chance de avanço escolar para todos os níveis educacionais do chefe do domicílio. Para o avanço após a conclusão do ensino médio, os resultados são distintos, os estudantes com todas as características médias dos estudantes observados em 96/97 e pais mais educados (com mais de 7 anos de estudos) teriam maior chance de avançar para o ensino profissionalizante se vivessem nas condições de 84/85.





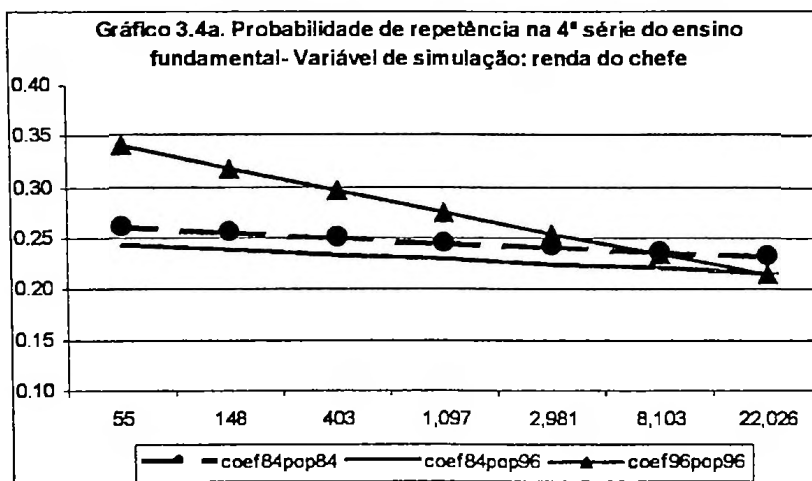
Em relação à evasão escolar, houve uma queda bastante acentuada da probabilidade esperada de evasão, principalmente para as faixas de escolaridade intermediárias (4 a 11 anos) dos chefes de domicílio na 4ª e na 8ª série.

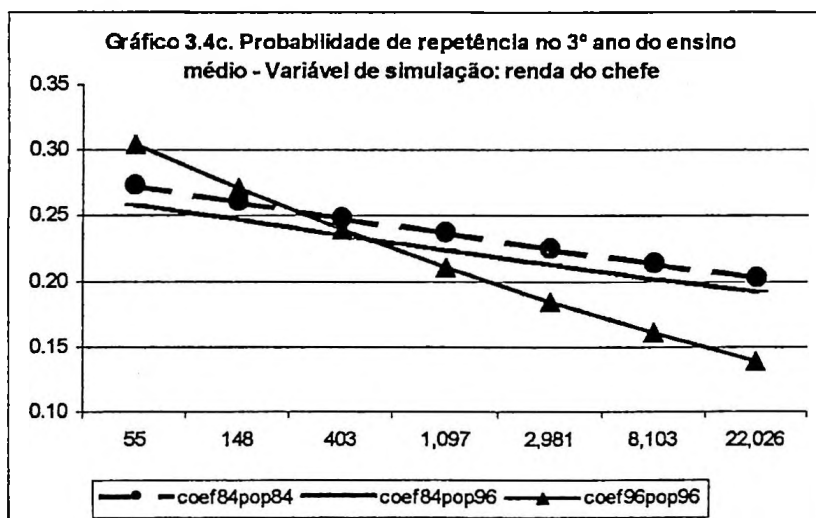
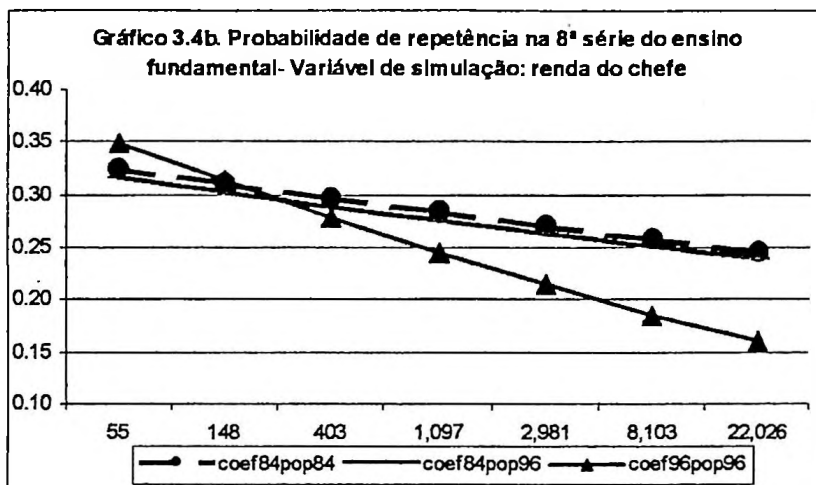




4.3.2) Renda

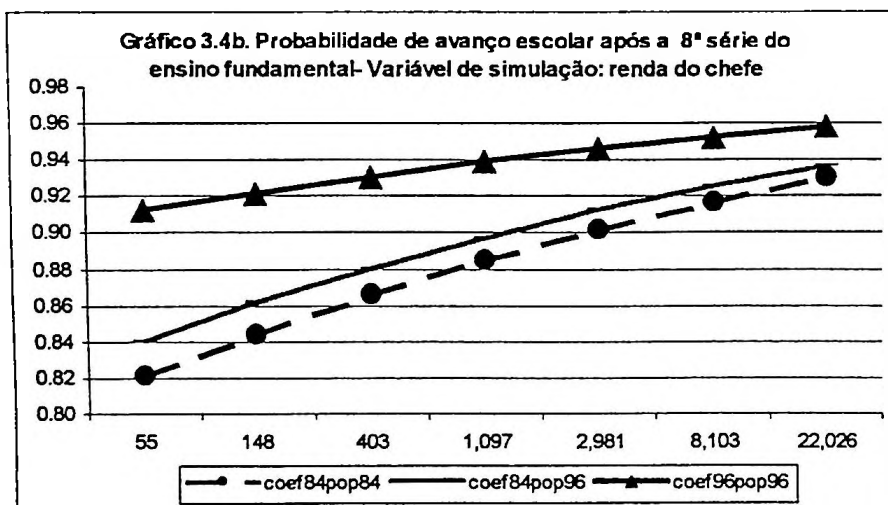
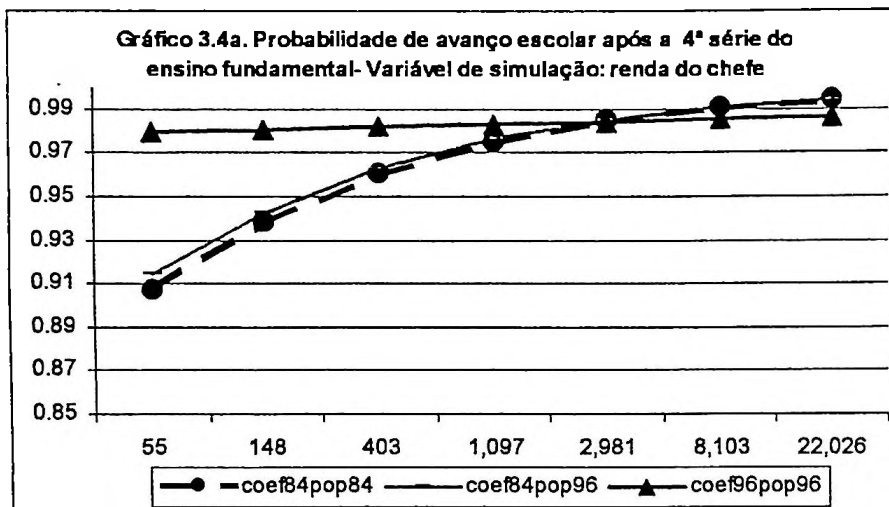
As simulações mostram que a renda tornou-se mais determinante na probabilidade de repetência ao longo do período. Para a 8ª série e o 3º ano do ensino médio, os estudantes com maior renda, apresentam menor chance de reprovação sob os efeitos marginais de 96/97, do que se deparassem com os efeitos marginais de 84/85. Já para os estudantes da 4ª série, os mais pobres apresentam maior chance de reprovação sob os efeitos marginais de 96/97, do que se deparassem com os efeitos marginais de 84/85.

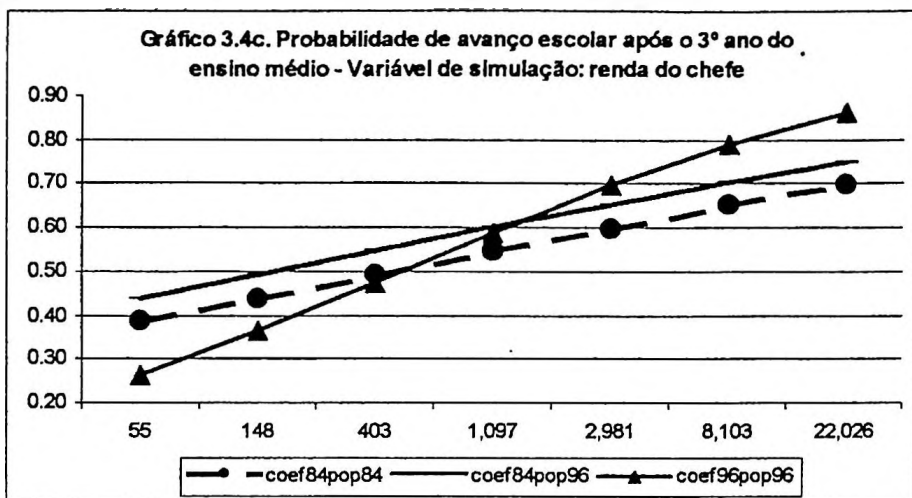




Em relação ao avanço escolar, a renda mostrou-se menos determinante para o avanço escolar nas séries do ensino básico (em que o ensino gratuito é garantido para todos), principalmente para os estudantes mais pobres. Apesar desse resultado, no avanço para o ensino superior, a renda tornou-se mais determinante. Os resultados da probabilidade de avanço em relação à renda assemelham-se com os da educação do chefe. Estes fatos podem ser fortes indícios do ganho de

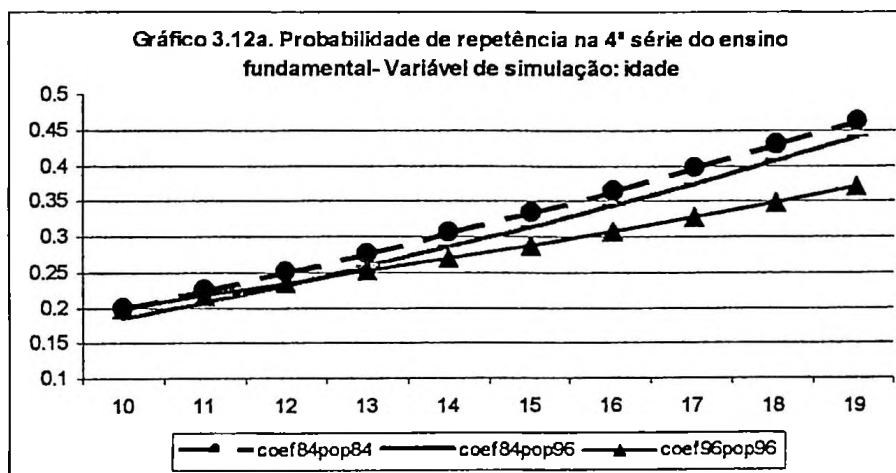
importância das variáveis de origem familiar na inserção no ensino superior. Vale notar que estudantes cujo chefe do domicílio recebe o salário mensal de mais de mil reais apresentam maior chance de avançar para o ensino superior sob os efeitos marginais de 96/97 do que sob os efeitos de 84/85. Os estudantes cujo chefe do domicílio recebe o salário mensal de menos de mil reais apresentam uma chance menor.

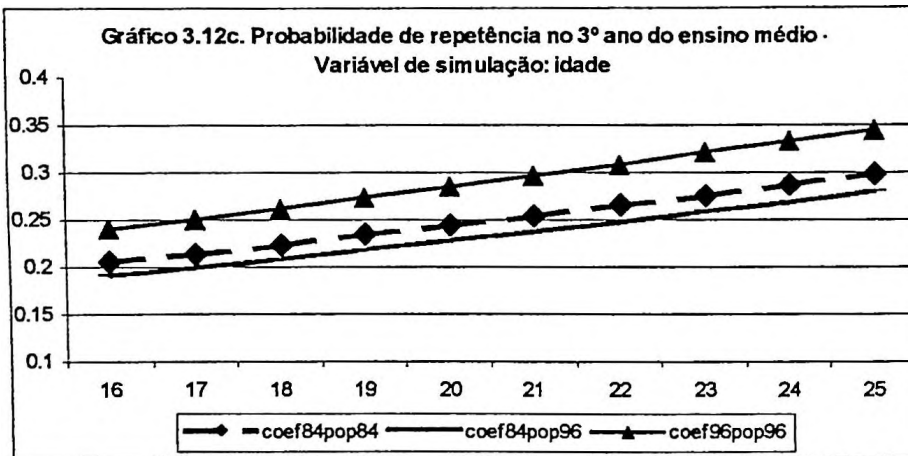
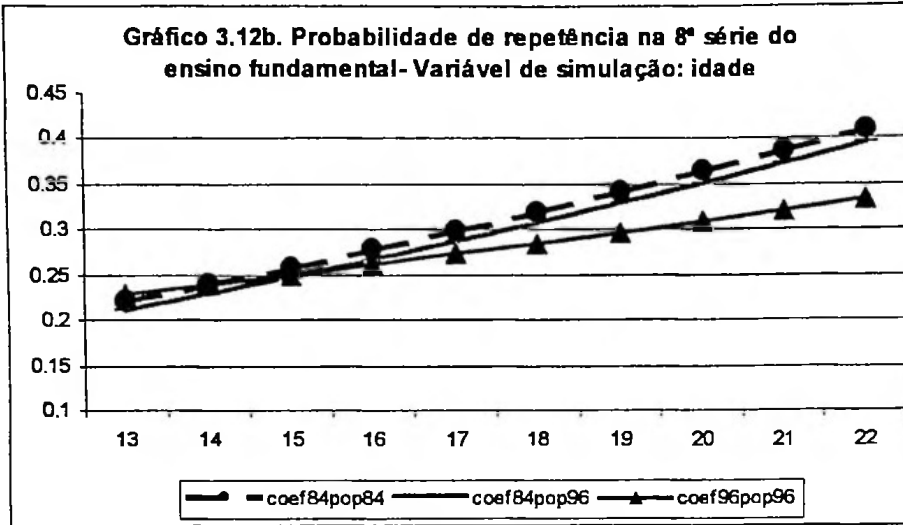


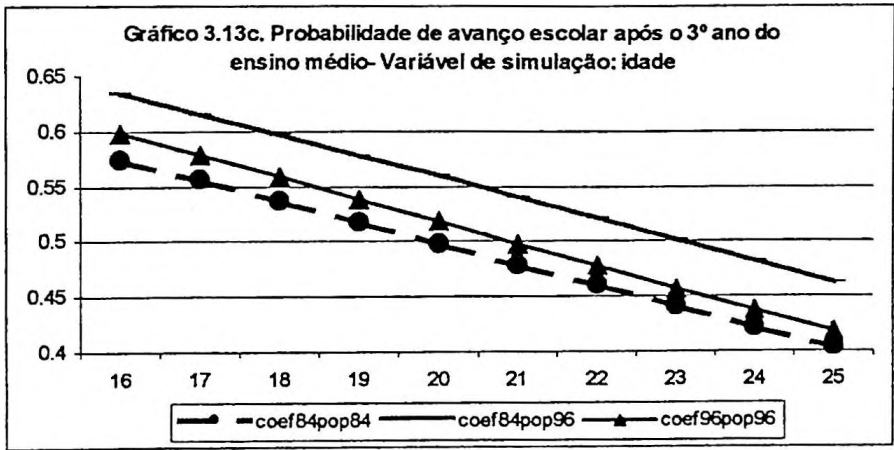
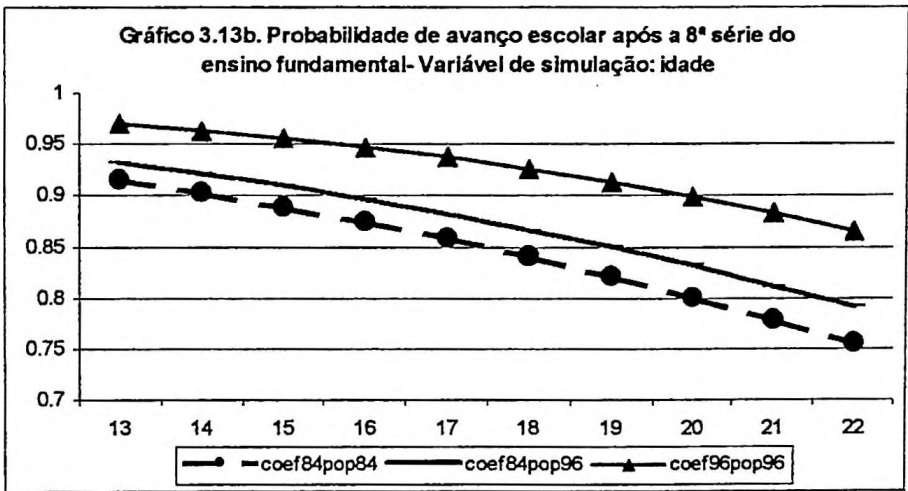
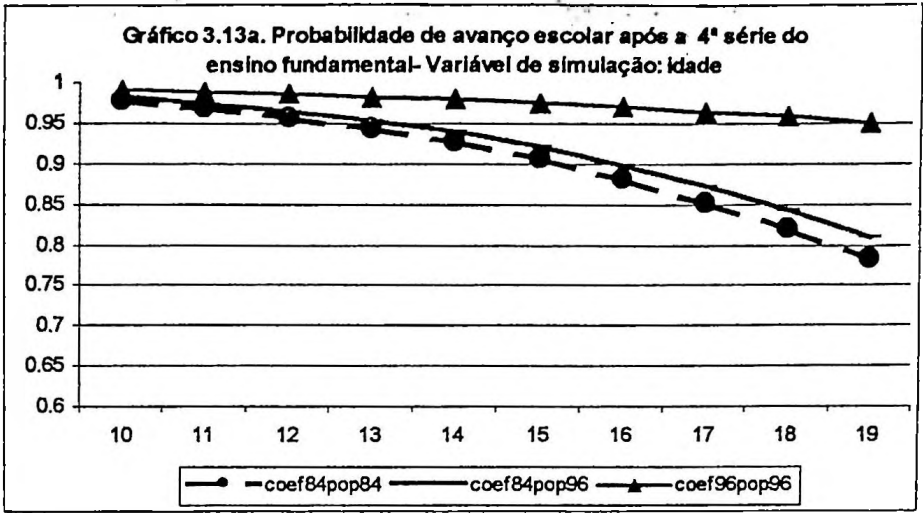


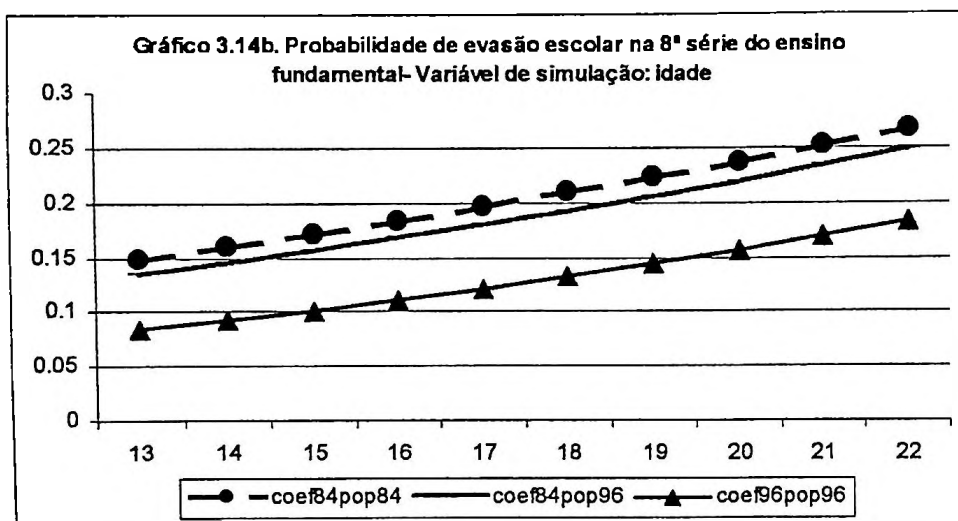
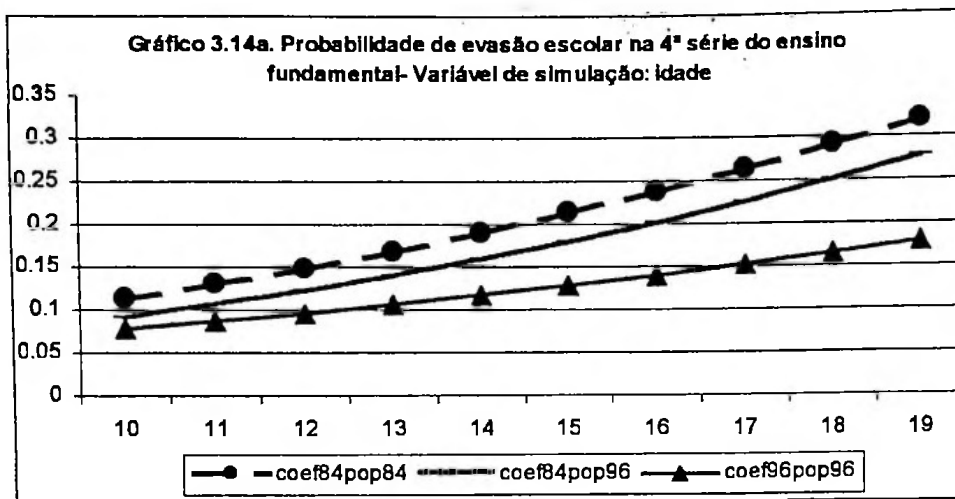
4.3.3) Idade

As probabilidades de repetência, avanço e evasão escolar condicional à reprovação para aqueles que cursam a 4ª ou a 8ª série, tornaram-se mais inelásticas em relação à idade. Isso ocorreu principalmente para os estudantes mais velhos, que possuem um atraso escolar de mais de 4 anos. Já para os estudantes do 3º ano do ensino médio, não houve mudança na elasticidade da probabilidade de repetência e avanço escolar em relação à idade. Inclusive, a probabilidade de repetência nessa série, seria menor e a probabilidade de avanço para o ensino superior, maior para os estudantes com características médias observadas em 96/97, caso vivessem sob os efeitos marginais de 84/85.









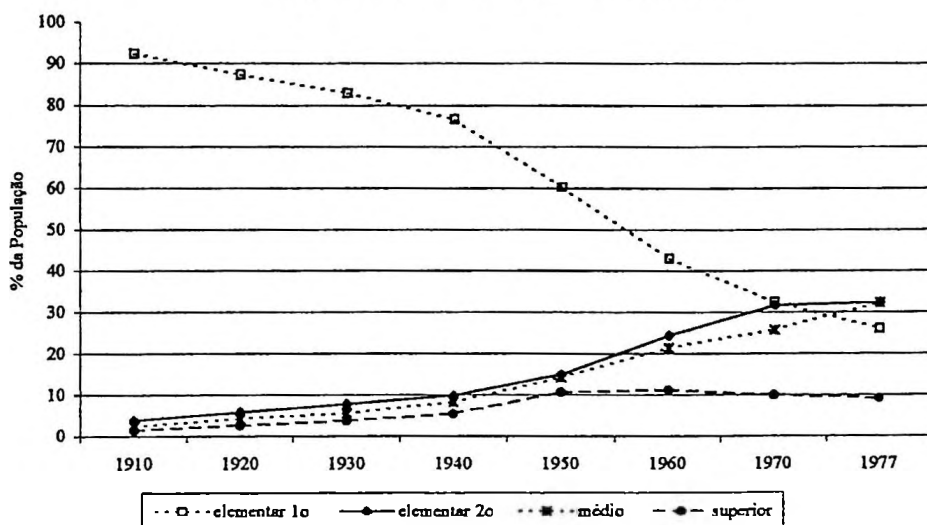
5) Conclusão

Este trabalho procurou analisar os determinantes da reprovação, progresso educacional e evasão escolar condicional à reprovação em seis regiões metropolitanas no Brasil, no período de 1984 a 1997, utilizando os dados da PME. Apesar da iniciativa do governo da eliminação da repetência escolar, os dados da PME apontam para sua existência, sendo esta bastante significativa. Apesar das oscilações verificadas ao longo do período, as taxas de repetência em 84/85 são bastante semelhantes daquelas observadas em 96/97.

Os resultados apontam para o aumento da frequência escolar. Este foi verificado tanto no aumento do avanço escolar como na queda da evasão escolar condicional à reprovação. Essas mudanças ocorreram principalmente nos anos 80. Vale ressaltar que as taxas de frequência escolar variaram bastante de acordo com a série-diploma e o ciclo escolar. Pode-se verificar que após a conclusão da 4ª série (8ª série), mais de 95% (90%) dos estudantes continuam na escola, cursando a 5ª série do ensino fundamental (o 1º ano do ensino médio). A proporção de estudantes que segue para o ensino superior após a conclusão do ensino médio é bem inferior, da ordem de 60%. Diferentemente das taxas de avanço escolar após a conclusão da 4ª e 8ª séries, a taxa de avanço após a conclusão do ensino médio manteve-se relativamente constante ao longo do período analisado.

Esse resultado está de acordo com aqueles verificados por Menezes Filho (2001). Como mostra a figura 2, a participação da população com ensino superior mostrou-se bastante constante nos últimos vinte anos, concomitantemente o aumento da participação da população que concluíram o 2º ciclo do fundamental e o ensino médio. Nossos resultados apontam para a importância da renda no processo determinante do avanço escolar para o ensino superior, *vis a vis*, a queda da importância dessa variável no avanço educacional nas séries do ensino fundamental e médio.

Fig 2 - Evolução da Educação por Coortes no Brasil



A melhora nos indicadores de frequência escolar no ensino básico deve-se, principalmente, à frequência por parte da população mais pobre, pertencente ao 1º e 2º quintis de renda. Entre os

estudantes mais ricos, a sua quase totalidade já continuava na escola, após a conclusão da 4ª ou da 8ª série. No avanço para o ensino superior, verifica-se um padrão distinto. As disparidades das taxas de avanço entre os quintis de renda permaneceram estáveis ao longo do período. Este é um forte indício de que a renda trata-se de um importante gargalo para o avanço escolar para o ensino superior por parte da população mais pobre. Este fato parece ter se acentuado ao longo dos anos, considerando o aumento do impacto da renda, da escolaridade do chefe sobre a chance de prosseguimento escolar após a conclusão do ensino médio. Logo, ainda que os resultados apontem para a escolarização da população mais pobre, a renda ainda se trata de um importante empecilho para o progresso educacional, principalmente no superior em que o ensino gratuito não é plenamente disponível e os retornos à educação são maiores. Uma possível medida de combate à evasão escolar seria o crédito estudantil para o ensino superior.

Pela análise descritiva verifica-se que ao longo das séries há um processo seletivo entre as faixas econômicas, de forma que as diferenças entre as taxas de repetência e evasão condicional à reprovação dos estudantes do 1º quintil em relação ao 5º quintil de renda diminuem. Para o avanço escolar, acontece o contrário, a diferença entre as faixas de renda aumenta sensivelmente após a conclusão do ensino médio, justamente quando as vagas no ensino público não são mais plenamente disponíveis. Apesar disso, os resultados econométricos mostram que as diferenças de renda só são significativas na explicação da frequência escolar relacionada ao avanço escolar. Na explicação da evasão escolar condicional à reprovação, essas diferenças não foram significativas.

A Escola Importa ?

Determinantes da Eficiência e da Eqüidade
no Ensino Fundamental Brasileiro

Angela Albernaz

Francisco H.G Ferreira

Creso Franco

A Escola Importa?: Determinantes da Eficácia e da Equidade no Ensino Fundamental Brasileiro

Ângela Albernaz¹
Francisco H.G. Ferreira¹
Creso Franco²

Palavras Chave: Funções de Produção de Educação; Modelos Hierárquicos Lineares

Código JEL: I21

Resumo: Este artigo estima uma função de produção educacional para o ensino fundamental brasileiro, com base nos dados do Sistema de Avaliação do Ensino Básico (SAEB) para as 8^{as} séries em 1999. Utilizando modelos hierárquicos lineares, de forma a evitar vieses de agregação, a estimação sugere que cerca de oitenta por cento da variância em desempenho médio entre as escolas deve-se a diferenças na composição sócio-econômica de seus alunos. Como em outros estudos internacionais, a rede a que a escola pertence está relacionada de forma importante com o desempenho de seus alunos. Não obstante, e em contraste com a maior parte da literatura internacional, outras variáveis escolares, tais como, a escolaridade dos professores e a qualidade da infraestrutura física, também afetam o desempenho dos estudantes. Alguns fatores positivos para a eficácia média das escolas reduzem a sua "equidade".

¹ Departamento de Economia, PUC-Rio.

² Departamento de Educação, PUC-Rio.

1. Introdução

O sistema educacional de um país é um conjunto de instituições fundamental para o seu desenvolvimento sócio-econômico. Desde Arrow (1962) e Uzawa (1965), passando por Lucas (1988) e Becker, Murphy & Tamura (1990), a acumulação de capital humano em geral, e a educação em particular, ocupam posição central em nossa visão sobre o processo de crescimento econômico. A educação também exerce um papel crucial na determinação da distribuição dos frutos desse crescimento, como sabemos desde Mincer (1958), passando por Tinbergen (1975). No Brasil, em particular, a importância da educação em explicar nosso alto nível de desigualdade vem sendo apontada desde Langoni (1973). Ver também Barros, Henriques e Mendonça (2000).

É natural, portanto, que uma melhor compreensão dos determinantes do desempenho educacional dos alunos brasileiros seja de grande interesse acadêmico e de política pública. Em particular, interessa quantificar os efeitos dos vários insumos educacionais - tais como a escolaridade e a experiência dos professores, bem como vários aspectos da infraestrutura escolar - sobre o aprendizado. O objetivo deste trabalho é contribuir para esta maior compreensão, através da estimação de uma função de produção educacional para o ensino fundamental brasileiro.

A "função de produção educacional" é o nome dado por economistas à relação existente entre uma série de "insumos" ao processo educacional e o seu "produto". Desde a publicação do Relatório Coleman sobre a qualidade das escolas públicas e privadas nos Estados Unidos (Coleman et. al., 1966), desenvolveu-se uma literatura considerável sobre o tema, tanto em economia como na área da educação. A forma geral da função de produção educacional é dada pela equação 1:

$$(1) \quad y = F(c, m, g, p, s)$$

Em (1), y denota o desempenho dos alunos, que pode depender de uma série de fatores, agrupados em cinco categorias: características pessoais do aluno (c), tais como raça e gênero; características de suas famílias (m), tais como renda ou outra medida de seu nível sócio-econômico; características de seus colegas na escola (g); características dos seus professores (p), tais como escolaridade, salário ou experiência; e outras características escolares (s).³

³ Ver Hanushek (1986) para uma resenha clássica desta literatura.

No caso brasileiro, a análise econômica desta relação entre insumos e produto do processo educacional sofreu de um sério problema, referente à mensuração da variável produto (y). Até a publicação dos primeiros resultados dos exames padronizados do Sistema de Acompanhamento da Educação Básica (SAEB), em 1997, a única variável disponível para medir desempenho educacional era o número de séries completas pelo aluno (anos de escolaridade). Ainda que estudos baseados nesta variável tenham contribuído para uma compreensão inicial da problemática educacional brasileira (ver Barros, Henriques e Santos, 1999), os mesmos sempre reconheceram as severas limitações da variável "anos de escolaridade" como medida de aprendizado.⁴

A disponibilização dos micro-dados do SAEB⁵ tomou possível, pela primeira vez no Brasil, a investigação dos determinantes de uma medida de desempenho escolar baseada em rendimentos de alunos em testes padronizados de conhecimento. Além de incluir informações sobre o rendimento dos alunos nestes testes, a base de dados do SAEB inclui ainda informação acerca de todas as outras categorias de determinantes incluídos na equação (1), constituindo assim um recurso potencialmente muito valioso para o estudo da eficácia, eficiência e equidade da escola brasileira. Estudos na área de educação, como Fletcher (1997) e Franco, Mandarino e Ortigão (2001) tem confirmado a importância desta base de dados.

Neste artigo, nós estimamos uma função de produção educacional para o Brasil, aplicando modelos hierárquicos lineares aos micro-dados do SAEB de 1999. Ao contrário de qualquer estudo anterior de que tenhamos conhecimento, investigamos a contribuição de diferentes variáveis escolares (e de professores) tanto sobre uma medida de eficácia, quanto para uma medida de equidade da prática educacional brasileira.

Entre os resultados encontrados, destacamos três. Primeiro, como em outros países, a variância em desempenho entre as escolas brasileiras deve-se principalmente a diferenças no nível sócio-econômico médio de seus alunos, refletindo um importante efeito de seleção da clientela. Segundo, uma vez controlado este efeito, diferenças na quantidade e qualidade dos insumos escolares ainda respondem por uma parcela significativa da diferença de desempenho entre as escolas. Ao contrário de resultados encontrados para vários outros países, tanto a qualidade dos professores quanto a qualidade da infraestrutura física das escolas afetam o

⁴ O principal problema com esta variável é que ela não inclui qualquer informação sobre a qualidade de cada ano de estudo.

⁵ Assim como de seu equivalente para o ensino superior (o "Provão").

rendimento de forma significativa.⁶ Terceiro, mesmo controlando para todos os fatores acima, no Brasil, o desempenho médio da escola particular supera o da escola pública.

O trabalho está organizado em quatro seções além desta introdução. Na próxima seção, apresentamos os dados e a metodologia utilizada. Na terceira seção, discutem-se os resultados para o modelo estimado sem as características escolares. A quarta seção apresenta o modelo completo. A quinta seção apresenta nossas conclusões.

2. Metodologia e Dados

O presente artigo utiliza a base de dados do SAEB de 1999, uma amostra representativa nacional de alunos e de escolas do país. Em particular, utilizamos a amostra da 8ª série, que inclui informações sobre o desempenho em Ciências, Geografia, História, Leitura e Matemática de 89.671 alunos pertencentes a 2.588 escolas. O tamanho médio da amostra é de aproximadamente 35 alunos por escola. Este sistema de avaliação oferece uma série de informações que vai desde o desempenho dos alunos, medido pela nota obtida no teste, até as características dos próprios alunos, dos seus professores e das escolas onde estes estudam. A disponibilidade desses resultados nos incentiva a avaliar quais as características dos alunos, de seus professores e da escola onde eles estudam que favorecem um maior desempenho dos mesmos.

A Tabela 1 apresenta as médias e os desvios-padrão das variáveis de rendimento escolar e nível sócio-econômico. O Apêndice 1 contém estatísticas descritivas para as variáveis escolares. Os erros-padrão reportados levam em consideração o desenho amostral com conglomerados e estratificação.⁷ A média de Matemática foi escolhida como a média base para todas as matérias. Portanto, os valores reportados para as demais disciplinas representam a variação das médias dessas disciplinas em relação à média de Matemática.

⁶ A pouca relevância das variáveis educacionais tem sido uma característica polêmica, mas persistente, da literatura internacional sobre funções de produção de educação. De acordo com a tabela 3.23.1, pag. 303 do Relatório de Coleman, menos de 2% da variância total do desempenho dos alunos (brancos e negros) é atribuída a características escolares, enquanto que menos de 4% é atribuída a características dos professores. Numa resenha mais recente, Hanushek (1989) apresenta um resumo das estimativas dos coeficientes dos gastos escolares sobre o desempenho dos alunos em 187 estudos, chegando a conclusão que a única variável cuja relevância para o aprendizado dos alunos parece ser realmente robusta é a experiência do professor.

⁷ A amostra do SAEB é complexa no sentido que ela envolve estratificação e conglomerados. Os estratos são constituídos pelos estados mais o distrito federal e o tipo de rede ao qual a escola pertence e os conglomerados são representados pelas escolas sorteadas para compor a amostra.

Tabela 1 Estatísticas Descritivas para as Provas Realizadas pelos alunos da 8ª série

	Variável	Média	Desvio Padrão
Variáveis ao Nível do Aluno			
Desempenho em Matemática	Y_{ij}	246.35	1.11
Desempenho em Ciências	$(dcie)_{ij}$	-2.34	0.92
Desempenho em Geografia	$(dgeo)_{ij}$	3.68	0.97
Desempenho em História	$(dhit)_{ij}$	3.67	0.85
Desempenho em Português	$(dport)_{ij}$	-13.5	0.93
Nível Sócio-Econômico	$(nse)_{ij}$	0.00	1.00
Variáveis ao Nível da Escola			
Nível Sócio Econômico Médio da Clientela	$(nsemédio)_j$	0.02	0.77

Como qualquer outra base de dados, o SAEB não é perfeito. Entre seus problemas, do ponto de vista da análise econômica, está a ausência de uma variável confiável de renda da família do aluno. Dada essa ausência, adotamos neste trabalho uma prática comum na análise educacional, que é a construção de uma variável "proxy" do nível sócio-econômico do aluno, através da extração do componente principal de nove variáveis derivadas de respostas a perguntas no questionário familiar do SAEB. O procedimento adotado para a extração deste componente principal está descrito no Apêndice 2. A variável "nível sócio-econômico médio da clientela" na Tabela 1 acima reflete a média global das médias escolares deste fator.

Um segundo problema com os dados do SAEB é o fato de que seu desenho não permite a criação de uma variável de *diferencial* dos testes de rendimento (por exemplo, da 7ª para a 8ª série).⁸ Tal estimativa - chamada de medida de valor agregado da educação no período de tempo relevante - é reconhecida teoricamente como a mais apropriada, pois elimina efeitos fixos dos alunos, e corresponde melhor ao conceito de ganho com a educação contemporânea do aluno. Ver Hanushek (1989). Na sua ausência, utilizamos a melhor variável disponível, que é o *nível* do teste de rendimento do aluno.

Passamos agora a uma breve apresentação da metodologia econométrica a ser utilizada na estimação da equação (1), com base nos dados do SAEB, que é a construção de um modelo hierárquico linear. Os modelos hierárquicos lineares, também conhecidos como modelos

multinível, são modelos de coeficientes aleatórios, apropriados para a análise de variáveis aleatórias cuja distribuições sobre a população não são independentes e idênticas, mas sim agrupadas de forma não aleatória em sub-grupos relevantes. Dados educacionais são um exemplo clássico, já que compõem-se de variáveis descrevendo os alunos, que estão agrupados em unidades maiores - as escolas - onde interagem entre si. Assim sendo, é demasiado restritivo impor que os coeficientes relacionando as variáveis independentes à variável dependente sejam constantes entre os sub-grupos (no caso educacional, entre as escolas), ou que os resíduos sejam i.i.d..

Os modelos hierárquicos lineares combinam a flexibilidade da estimação de equações separadas para cada escola com o fato de que a variação destes coeficientes entre as escolas pode ser estimado num segundo nível do modelo. O modelo hierárquico geral de dois níveis é representado pelas seguintes equações:

$$\text{Nível 1: } Y_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{q=1}^Q \beta_{qj} X_{qij} + r_{ij}, \text{ onde: } r_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\text{Nível 2: } \beta_{qj} = \gamma_{q0} + \sum_{s=1}^{S_q} \gamma_{qs} W_{sj} + u_{qj}, \text{ onde } q=0, \dots, Q$$

Assume-se que cada componente aleatório u_{qj} , $q=0, \dots, Q$, segue uma distribuição normal multivariada de média zero e $\text{var}(u_{qj}) = \tau_{qq}$. Para qualquer par de coeficientes aleatórios q e q' , $\text{cov}(u_{qj}, u_{q'j}) = \tau_{qq'}$. Os erros de nível 1 e de nível 2 são supostos independentes: $\text{cov}(r_{ij}, u_{qj}) = 0, \forall q, i, j$. O algoritmo de estimação do modelo baseia-se na maximização da função de máxima verossimilhança conjunta dos dois níveis. As referências estatísticas clássicas para estes modelos são Bryk & Raudembush (1992) e Goldstein (1995).

No caso específico da estimação de funções de produção educacional, a aplicação destes modelos, além de estatisticamente mais recomendável, tem efeitos potencialmente sérios sobre uma das conclusões mais importantes da literatura, a saber: a pouca importância relativa das

⁸ No Brasil, a única base de dados compatível com a estimação de valor agregado é a base do SARESP. A mesma não se encontra disponível para uso dos pesquisadores.

variáveis educacionais vis-à-vis as variáveis familiares na determinação do desempenho escolar. Diversos estudos que utilizam mínimos quadrados ordinários (MQO) apontam a existência de uma forte relação entre as características dos alunos e de suas famílias, e o desempenho escolar (Summers e Wolfe, 1977; Hanushek 1989; Mizala e Romaguera, 1988; Mizala, Reinaga e Romaguera, 1999; Barros, Mendonça e Santos, 1999), mas concluem que não há uma relação robusta entre as variáveis escolares e as características dos professores, por um lado, e o rendimento dos alunos por outro (Hanushek, 1989).

Há alguma evidência, porém, de que este resultado pode dever-se, pelo menos em parte, ao tratamento inadequado dispensado à natureza hierárquica dos dados educacionais por estimações por MQO. Algumas das variáveis que descrevem a escola são variáveis agregadas dos estudantes que pertencem a esta escola. Como exemplo, pode-se mencionar: o nível sócio econômico médio dos estudantes da escola, o número de livros presentes na biblioteca, e assim por diante.

Para ilustrar as possíveis conseqüências de conduzir a análise em um único nível, sem considerar a estrutura dos dados, Bidwell e Kasarda (1980) propõem um modelo teórico, onde o nível sócio-econômico dos alunos (X_1) e os recursos escolares (X_2) dessem contribuições da mesma magnitude na explicação do desempenho obtido pelos alunos (Y)⁹. A partir do modelo teórico, os autores simulam uma “pseudo” base de dados de 2500 alunos e atribuem a cada aluno valores individuais para o nível sócio econômico, assim como valores para os recursos escolares. Os principais resultados das simulações daquele estudo - que encontram-se reproduzidos na Tabela 2 - indicam um viés sistemático de subestimação do efeito da variável agregada. No caso dos estudos citados anteriormente, este resultado corresponderia à subestimação das variáveis ligadas às escolas e aos professores.

A introdução de modelos hierárquicos lineares (HLM), em substituição à estimação por MQO, poderia alterar tais resultados. “Pela sua própria natureza, perguntas a respeito do efeito das escolas sobre o desempenho dos alunos recaem em uma investigação de relações hierárquicas. Tal investigação envolve a procura de associações estatísticas entre os fatores escolares e as variáveis ao nível do aluno. Os recentes avanços na teoria estatística dos modelos hierárquicos lineares - HLM, fornecem ferramentas apropriadas para modelar efeitos entre as escolas e dentro das mesmas”. (Bryk e Raudenbush, 1986).

⁹ As variâncias de X_1 , X_2 e Y assumiram valores tipicamente reportados em pesquisas educacionais.

Tabela 2.1: Resultados das Análises

Agrupamento Aleatório	Parcialmente por X_1
i. $X_1 \xrightarrow{0,221} Y$ $X_2 \xrightarrow{0,213} Y$	i. $X_1 \xrightarrow{0,221} Y$ $X_2 \xrightarrow{0,213} Y$
ii. $X_1 \xrightarrow{0,262} Y$ $\bar{X}_2 \xrightarrow{0,038} Y$	ii. $X_1 \xrightarrow{0,262} Y$ $\bar{X}_2 \xrightarrow{0,014} Y$
iii. $\bar{X}_1 \xrightarrow{0,031} Y$ $X_2 \xrightarrow{0,256} Y$	iii. $\bar{X}_1 \xrightarrow{0,103} Y$ $X_2 \xrightarrow{0,248} Y$
iv. $\bar{X}_1 \xrightarrow{0,032} Y$ $\bar{X}_2 \xrightarrow{0,039} Y$	iv. $\bar{X}_1 \xrightarrow{0,116} Y$ $\bar{X}_2 \xrightarrow{0,018} Y$

A idéia deste tipo de análise é considerar simultaneamente o impacto das características dos alunos e das escolas no desempenho do aluno, levando em conta também que alunos que pertencem à mesma escola não são independentes uns dos outros.

No restante deste artigo, construímos um modelo hierárquico linear “de baixo para cima”, ou seja, do modelo mais simples possível até chegar ao modelo completo, onde são identificadas as características escolares capazes de tornar a escola brasileira mais eficaz e equitativa. Na seção 3, apresentamos brevemente o modelo incondicional e um modelo com todas as características individuais disponíveis para cada aluno. Nesta seção buscamos respostas para três perguntas:

1. Que proporção da variância dos rendimentos nos testes do SAEB dá-se entre escolas, e que parte disto deve-se à composição da clientela, versus a características da própria escola?
2. Qual o efeito do nível sócio-econômico do aluno sobre o seu desempenho?
3. O grau de associação entre o nível sócio-econômico do aluno e seu desempenho é o mesmo em todas as escolas?

Na seção 4, expandimos o modelo para incluir variáveis escolares, e analisamos os resultados referentes às mesmas.

3. Um Modelo Hierárquico do Rendimento Escolar

O modelo hierárquico mais simples é conhecido como modelo incondicional, que representa o desempenho do aluno como a soma do desempenho médio da escola, β_{0j} ; e de um resíduo, r_{ij} , que depende do aluno e da escola. Pressupõe-se que este resíduo siga uma distribuição normal com média zero e variância constante σ^2 . Como cada aluno foi testado em uma disciplina apenas e é de nosso interesse considerar o maior número possível de alunos por escola, a fim de tomar nossas estimativas mais confiáveis, foram incluídas variáveis dicotômicas ("dummies") na equação do nível 1. Essa equação pode ser assim expressa:

$$(2) \quad Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} * dcie_{ij} + \beta_{2j} * dgeo_{ij} + \beta_{3j} * dhit_{ij} + \beta_{4j} * dport_{ij} + r_{ij}$$

No nível da escola, representa-se o desempenho médio da escola em Matemática, β_{0j} , como função da média geral de todas as escolas, (γ_{00}), mais um componente aleatório, u_{0j} . Em um primeiro momento, considera-se que o desempenho médio das escolas nas demais disciplinas não varia de escola para escola, e, portanto, estas não apresentam um termo de erro aleatório¹⁰. A equação de nível 2 pode ser observada a seguir:

$$(3) \quad \begin{aligned} \beta_{0j} &= \gamma_{00} + u_{0j} \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} \\ \beta_{2j} &= \gamma_{20} \\ \beta_{3j} &= \gamma_{30} \\ \beta_{4j} &= \gamma_{40} \end{aligned}$$

Novamente, assume-se que u_{0j} se comporta como um erro aleatório, distribuído normalmente com média zero e variância τ_{00} . Os valores desses coeficientes encontram-se na tabela 2.

¹⁰ O desempenho médio das escolas nas demais disciplinas é considerado fixo, porque não dispomos de um grande número de alunos dentro de cada escola.

Tabela 2: Modelo Incondicional¹¹

Efeitos Fixos		Coefficiente	Erro Padrão	Teste t	Valor-p
Média das escolas em Matemática,	γ_{00}	253.1	0.65	385.9	0.00
Média das escolas em Ciências,	γ_{10}	-2.5	0.44	-5.7	0.00
Média das escolas em Geografia,	γ_{20}	3.5	0.44	8.1	0.00
Média das escolas em História,	γ_{30}	3.3	0.44	7.6	0.00
Média das escolas em Português,	γ_{40}	-14.2	0.44	-32.1	0.00

Efeitos Aleatórios	Variância	Graus de Liberdade	χ^2	Valor-p
Média da escola, u_{0j}	733.9	2578	44727.6	0.00
Efeito do aluno, r_{ij}	1846.7			

A tabela 2 contém dois resultados de interesse. Primeiro, a variância de β_{0j} , ao redor de $\bar{\alpha}_{00}$ é alta ($\hat{\tau}_{00}=733.9$) e estatisticamente significativa. Desse modo, a hipótese nula de nenhuma diferença entre os coeficientes de intercepto das escolas é descartada, ou seja, as escolas variam significativamente em torno da média nacional. Em segundo lugar, a correlação intra-classe, ou $\hat{\rho} = \hat{\tau}_{00}/(\hat{\tau}_{00} + \hat{\sigma}^2) = 733.9/(733.9+1846.7)=0.28$.¹² Ou seja, 28% da variância total do desempenho em Matemática ocorre entre as escolas, o que torna recomendável a utilização dos Modelos Hierárquicos Lineares na estimação da função de produção educacional brasileira.¹³

Os próximos passos a serem tomados buscam entender quais as características dos alunos e das escolas tomam as últimas mais eficazes e equitativas. Inicialmente são incluídas seis variáveis de controle no nível dos alunos: três variáveis dicotômicas ligadas a repetência, cada uma representando o número total de anos que o aluno repetiu; duas variáveis dicotômicas

¹¹ Apesar de se utilizar a mesma terminologia que o modelo de painéis (efeitos fixos e aleatórios), os modelos hierárquicos lineares não apresentam nenhuma semelhança com o referido modelo.

¹² A correlação intraclassa representa a proporção da variância total que corresponde à variância entre as escolas. Os valores tipicamente encontrados para a correlação intraclassa na literatura dos Modelos Hierárquicos estão entre 0,20 e 0,25.

¹³ A partir do modelo incondicional calculou-se também o índice de fidedignidade das médias escolares, que ficou em 0,808. Este resultado indica que a informação utilizada pelo modelo multinível para calcular a estimativa da média escolar provém, em média, 80% da própria escola e 20% de outras escolas.

relacionadas a sua raça; e, o sexo dos alunos¹⁴. A inclusão da variável de repetência dos alunos é motivada pelo fato da variável dependente, o desempenho do aluno, Y_{ij} , ser uma medida única em todo o seu percurso escolar. Assim, a nota obtida no teste padrão, no caso a sua nota no SAEB, reflete todo o seu aprendizado durante anos de permanência na escola até o momento do teste¹⁵. Quando as variáveis de repetência são incluídas, elas espelham o percurso escolar dos indivíduos que fizeram o teste. A inclusão das variáveis de sexo e de raça no nível dos alunos tem por objetivo controlar os efeitos do gênero e da etnia sobre o seu desempenho.

Deve-se reconhecer, no entanto, que o nível sócio econômico do aluno, assim como a composição social da escola que ele frequenta, conforme visto no capítulo 1, influenciam fortemente o seu desempenho. A fim de expressar corretamente a contribuição da escola e de seus professores no aprendizado de seus alunos, é preciso dissipar o efeito do nível sócio-econômico tanto no nível dos alunos, quanto no nível das escolas. O novo modelo de nível 1, representado pela equação abaixo, leva em conta o efeito do nível sócio-econômico no desempenho dos alunos. O nível sócio-econômico foi construído a partir das respostas dos alunos quanto à educação dos seus pais como também a partir das suas respostas sobre os itens de infraestrutura e bens de consumo aos quais eles têm acesso, presentes no questionário dos alunos, conforme explicitado no Apêndice 2. O novo modelo de nível 1 é representado pela equação abaixo:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} * (masc)_{ij} + \beta_{2j} * (dcie)_{ij} + \beta_{3j} * (dgeo)_{ij} + \beta_{4j} * (dhit)_{ij} + \beta_{5j} * (dport)_{ij} + \beta_{6j} * (nse)_{ij} + \beta_{7j} * (repete_1)_{ij} + \beta_{8j} * (repete_2)_{ij} + \beta_{9j} * (repete_3)_{ij} + \beta_{10j} * (repete_4)_{ij} + \beta_{11j} * (pardo)_{ij} + \beta_{12j} * (negro)_{ij} + r_{ij} \quad (4)$$

O modelo de nível 2, por sua vez, mostra o efeito do nível sócio-econômico médio da clientela da escola, $(nsemédio)_j$, sobre o desempenho médio da escola β_{0j} e sobre o nível sócio-econômico dos alunos, β_{6j} ¹⁶. A equação de nível 2 pode ser assim expressa:

¹⁴ Deve-se notar que a não inclusão de variáveis relacionadas ao desempenho do aluno e também relacionadas a quaisquer características dos alunos presentes no modelo, envia as estimativas de um ou mais betas, como também envia os coeficientes de nível 2 que determinam o intercepto.

¹⁵ Como comentado no início deste artigo, o mais correto seria utilizar uma estimativa de valor agregado para a função de produção educacional. No entanto, ainda não se encontra disponível para pesquisa uma base de dados brasileira que conte com duas medidas de desempenho de um mesmo aluno em dois pontos no tempo.

¹⁶ O nível sócio-econômico médio da escola é igual a média aritmética do nível sócio-econômico dos alunos que estudam nas escolas.

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} * (nsemédio)_j + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10}$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20}$$

$$\beta_{3j} = \gamma_{30}$$

$$\beta_{4j} = \gamma_{40}$$

$$\beta_{5j} = \gamma_{50}$$

$$\beta_{6j} = \gamma_{60} + \gamma_{61} * (nsemédio)_j + u_{6j}$$

$$\beta_{7j} = \gamma_{70}$$

$$\beta_{8j} = \gamma_{80}$$

$$\beta_{9j} = \gamma_{90}$$

$$\beta_{10j} = \gamma_{100}$$

$$\beta_{11j} = \gamma_{110}$$

$$\beta_{12j} = \gamma_{120}$$

Os efeitos fixos e aleatórios para o modelo de verificação da eficácia e equidade entre as escolas encontram-se na tabela 3.

Tabela 3: Modelo de Verificação da Eficácia e Equidade entre as escolas

Efeitos Fixos		Coefficiente	Erro Padrão	Teste t	Valor-p
Média da escola, β_{0j}					
Intercepto,	γ_{00}	260.7	0.47	552.91	0.00
Nsemédio,	γ_{01}	25.5	0.40	64.20	0.00
Sexo Masculino,	γ_{10}	3.5	0.28	12.35	0.00
Média das escolas em Ciências,	γ_{20}	-2.4	0.43	-5.50	0.00
Média das escolas em Geografia,	γ_{30}	3.5	0.43	8.10	0.00
Média das escolas em História,	γ_{40}	3.6	0.43	8.20	0.00
Média das escolas em Português,	γ_{50}	-13.9	0.43	-32.17	0.00
Inclinação desempenho-nse, β_{6j}					
Intercepto,	γ_{60}	1.2	0.27	4.35	0.00
Nsemédio,	γ_{61}	-1.9	0.33	-5.74	0.00
Aluno com 1 ano de repetência,	γ_{70}	-16.0	0.35	-45.80	0.00
Aluno com 2 anos de repetência,	γ_{80}	-20.0	0.45	-43.34	0.00
Aluno com 3 anos de repetência,	γ_{90}	-21.0	0.67	-31.25	0.00
Aluno com 4 anos de repetência,	γ_{100}	-22.8	1.01	-22.53	0.00
Aluno Pardo/Mulato,	γ_{110}	-2.5	0.32	-8.01	0.00
Aluno Negro,	γ_{120}	-7.5	0.58	-12.79	0.00

Efeitos Aleatórios	Variância	Graus de Liberdade	χ^2	Valor-p
Média da escola, u_{0j}	143.5	2575	12614.0	0.00
Inclinação do nse, u_{6j}	34.3	2575	2839.2	0.00
Efeito do aluno, r_{ij}	1744.2			

Os dois resultados centrais da Tabela 3 referem-se ao efeito do nível sócio-econômico sobre o desempenho do aluno. O valor médio desta variável em cada escola está forte e significativamente relacionado com o desempenho médio em Matemática, ($\gamma_{01} = 25.5$, $t = 64.20$). Mesmo controlando por este efeito de grupo, o nível sócio-econômico ainda influencia também o desempenho individual de cada aluno, dentro da escola. Ao nível do aluno, seu próprio nível sócio-econômico contribui de forma estatisticamente significativa, mesmo que em menor grau, para o seu desempenho, $\gamma_{60} = 1.2$, $t = 4.35^{17}$.

Controlando pelo nível sócio-econômico dos alunos, a Tabela 3 revela ainda a existência de três outros fatores individuais com efeitos estatisticamente significativos sobre o desempenho estudantil: histórico escolar, gênero e raça. No que diz respeito ao histórico escolar, enquanto os alunos com um ano de repetência apresentam, em média, desempenho inferior em dezesseis pontos, $\gamma_{70} = -16.0$, os alunos com dois anos de repetência apresentam um desempenho médio ainda inferior, $\gamma_{80} = -20.0$, assim como os alunos que repetiram três e quatro vezes, $\gamma_{90} = -21.0$ e $\gamma_{100} = -22.8$. Este forte impacto negativo da repetência sobre o desempenho dos alunos confirma a importância de tentarmos controlar para o estoque de capital humano com a qual o aluno chega ao teste, de forma a não atribuir erroneamente ao ensino recente problemas advindos de trajetórias passadas.

Em termos de gênero, nota-se um desempenho superior dos alunos de sexo masculino em Matemática, Geografia e Ciências. As meninas tem desempenho superior em Português, e não há diferença estatística nos resultados para História. Estes resultados - que ainda indicam um desempenho melhor para meninos do que para meninas, em média - talvez devam servir de cautela para aqueles que, com base no avanço e predomínio feminino em termos de anos de

escolaridade completos, imaginavam não haver mais necessidade de cuidados especiais para incentivar o aprendizado das meninas nas escolas fundamentais brasileiras. Permanece, aliás, um interessante problema: pareceria que os meninos precisam de mais incentivo do que as meninas para permanecer na escola, mas currículos e práticas pedagógicas ainda parecem favorecer os meninos sobre as meninas.¹⁸

Por último, a tabela indica que os alunos pardos ou mulatos têm desempenho inferior àquele observado para os alunos brancos¹⁹ em dois pontos e meio. Essa diferença de desempenho é ainda maior no caso dos alunos negros, $\gamma_{120} = -7.5$. Este efeito negativo da cor sobre o rendimento escolar, mesmo após o controle pelo nível sócio-econômico, constitui um resultado altamente preocupante para aqueles interessados em reduzir a desigualdade de oportunidades no Brasil. O negro brasileiro parece não só ter menos chance de estar na escola mas, além disso, os que chegam a escola e aí logram permanecer, parecem ter um desempenho pior do que seus colegas brancos, mesmo controlando pelo nível sócio-econômico.

O tema da equidade é abordado quando avaliamos a maneira pelo qual o nível sócio-econômico do aluno afeta o seu desempenho. Repare que este conceito está intimamente ligado a eficácia da escola, β_{0j} , pois só faz sentido falar sobre equidade quando existe alguma variável que contribui, em média, para um melhor desempenho da escola²⁰. De acordo com a mesma tabela, o incremento de uma unidade no nível sócio econômico médio da clientela da escola reduz o impacto do nível sócio econômico do aluno no seu desempenho em 1.9 pontos.

A tabela 3 também apresenta informações sobre os efeitos aleatórios. A variância residual entre as escolas, $\tau_{00}^{\wedge} = 143.5$, caiu para 19,6% em relação ao modelo incondicional, onde $\tau_{00}^{\wedge} = 733.9$. O que implica que 80,4% da variância observada entre as escolas no desempenho

¹⁷ O nível sócio econômico do aluno varia de -2.84 até 9.19, enquanto que o nível sócio econômico médio da clientela varia de -2.11 até 2.98. Observa-se, ainda, que quando se inclui a etnia do aluno no modelo, há uma pequena queda no efeito do nível sócio econômico do aluno sobre o seu desempenho.

¹⁸ É possível que as diferenças de rendimento devam-se tão somente a um efeito de seleção: como os meninos saem da escola mais cedo, e imagina-se que os que saem fossem os menos habilidosos em termos escolares, é possível que a amostra masculina tenha uma habilidade média superior. Mas esta possibilidade é meramente teórica, e caberia verificá-la ou falsificá-la empiricamente.

¹⁹ Nesta categoria também se enquadram os alunos amarelos, que têm desempenho médio semelhante a dos alunos brancos; e os alunos indígenas, pelo fato destes últimos representarem uma minoria dentro da amostra (menos de 3%).

²⁰ Não faz sentido falar em equidade quando todos os alunos estão distribuídos de forma mais uniforme ao redor de um desempenho médio mais baixo.

médio em Matemática deriva da composição social interna e da seletividade da escola. Ainda assim, a variância que restou entre as escolas é estatisticamente significativa. Ou seja: há diferenças entre as escolas - tanto no que tange à eficácia quanto no que tange à equidade - que não são explicadas por diferenças relativas a características da clientela, tais como composição sócio-econômica, racial ou de gênero. A próxima seção utiliza dados sobre as escolas disponíveis na base de dados do SAEB para investigar se parte desta variância inexplicada deve-se a características da escola em si, ou de seus professores.

4. O papel das características e práticas escolares

Como vimos na seção anterior, cerca de 28% da variância total de resultados no teste (de Matemática) do SAEB de 1999 era entre médias escolares, o que amplamente respaldava a visão de que as escolas brasileiras não são estatisticamente idênticas em termos de preparo para o teste. Vimos também que, desta porção da variância existente entre escolas, cerca de oitenta por cento é explicada por diferenças no nível sócio-econômico médio da clientela da escola. Ocorre, claramente, um fenômeno de estratificação ("*sorting*") dos alunos por critérios econômicos, que reforça o impacto positivo que esta variável tem a nível individual.²¹

Não obstante a importância quantitativa deste efeito, verificou-se ainda que a variância restante após controlar-se por ele permanecia estatística e economicamente significativa. Nesta seção, incluímos no modelo anterior as variáveis escolares disponíveis na base de dados, para testar o poder explicativo destas para o desempenho dos estudantes. As variáveis escolares estão classificadas em três grupos. O primeiro retrata itens de infra-estrutura da escola. O segundo analisa o impacto da disponibilidade de recursos financeiros na escola; enquanto o terceiro está relacionado às práticas escolares. Uma descrição mais detalhada de cada uma das variáveis encontra-se disponível no Apêndice I.

No intuito de verificar o impacto de cada variável escolar na função de produção educacional, foi introduzida na modelagem do intercepto e da inclinação uma variável de cada vez. Embora muitas variáveis se mostrassem importantes na modelagem do intercepto, somente duas se mostraram relevantes na modelagem da inclinação. São elas: o nível de escolaridade e o

²¹ Um modelo econômico de estratificação por critério duplo - de mérito acadêmico e nível sócio-econômico - é o de Fernandez (1997).

salário do professor. Os próximos modelos reportam como estas variáveis influenciam o desempenho do aluno.

A fim de prosseguir com a análise, observa-se que o modelo de nível 1 continua a ser representado pela equação (4), enquanto o modelo de nível 2 passa a ser representado pela equação (6)²²:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} * (particular)_{.j} + \gamma_{02} * (saa)_{.j} + \gamma_{03} * (rp)_{.j} + \gamma_{04} * (irf)_{.j} + \gamma_{05} * (faltaalu)_{.j} + \gamma_{06} * (nescpr)_{.j} + \gamma_{07} * (nsemédio)_{.j} + \gamma_{08} * (prop - rep)_{.j} + u_{0j}$$

$$\begin{aligned} \beta_{1j} &= \gamma_{10} \\ \beta_{2j} &= \gamma_{20} \\ \beta_{3j} &= \gamma_{30} \\ \beta_{4j} &= \gamma_{40} \\ \beta_{5j} &= \gamma_{50} \\ \beta_{6j} &= \gamma_{60} + \gamma_{61} * (nescpr)_{.j} + \gamma_{62} * (nsemédio)_{.j} + \gamma_{63} * (prop - rep)_{.j} + u_{6j} \\ \beta_{7j} &= \gamma_{70} \\ \beta_{8j} &= \gamma_{80} \\ \beta_{9j} &= \gamma_{90} \\ \beta_{10j} &= \gamma_{100} \\ \beta_{11j} &= \gamma_{110} \\ \beta_{12j} &= \gamma_{120} \end{aligned}$$

Os resultados da estimação do modelo (4) - (6) encontram-se na Tabela 4. Na literatura das funções de produção da educação, a variável escolar que se mostrou um maior número de vezes significativa para explicar a variância do desempenho dos alunos foi a experiência do professor. No contexto educacional brasileiro, essa variável não parece ser relevante, pois, em nenhum momento esta se mostrou significativa, nem na modelagem do intercepto, nem na modelagem da inclinação. Em contrapartida, a variável "rede", indicando se a escola pertence à rede pública ou particular, mostrou-se altamente significativa na modelagem da eficácia. Controlando-se por todas as variáveis escolares e individuais, bem como pelo nível sócio-econômico médio dos alunos, a escola particular ainda agrega 6,1 pontos à média dos resultados de seus alunos.

Tabela 4 Modelo educacional com nível de escolaridade do professor

Efeitos Fixos		Coefficiente	Erro Padrão	Teste t	Valor-p
Média da escola, β_{0j}					
Intercepto,	γ_{00}	266.2	1.58	168.68	0.00
Particular,	γ_{01}	6.1	1.09	6.00	0.00
Sala de aula arejada,	γ_{02}	3.5	0.91	3.91	0.00
Ruído prejudica,	γ_{03}	-1.2	0.69	-1.79	0.07
Insuficiência de rec. financeiros,	γ_{04}	-5.1	1.05	-4.86	0.00
Falta aluno,	γ_{05}	-4.3	1.19	-3.60	0.00
Nível escolaridade professores,	γ_{06}	2.9	1.17	2.50	0.01
NSE Médio,	γ_{07}	18.8	0.69	26.34	0.00
Proporção repetentes	γ_{08}	-12.5	1.95	-6.43	0.00
Sexo masculino,	γ_{10}	3.5	0.29	12.40	0.00
Média das escolas em Ciências*,	γ_{20}	-2.6	0.44	-5.84	0.00
Média das escolas em Geografia*,	γ_{30}	3.4	0.44	7.78	0.00
Média das escolas em História*,	γ_{40}	3.5	0.44	7.97	0.00
Média das escolas em Português*,	γ_{50}	-14.0	0.44	-31.95	0.00
Inclinação Desempenho -NSE, β_{6j}					
Intercepto,	γ_{60}	2.8	0.75	3.75	0.00
Nível escolaridade professores,	γ_{61}	2.1	1.06	2.03	0.04
NSE Médio,	γ_{62}	-2.8	0.47	-6.09	0.00
Proporção repetentes,	γ_{63}	-4.0	1.56	-2.54	0.01
Aluno com 1 ano de repetência,	γ_{70}	-15.5	0.36	-43.48	0.00
Aluno com 2 anos de repetência,	γ_{80}	-19.3	0.47	-41.33	0.00
Aluno com 3 anos de repetência,	γ_{90}	-20.3	0.68	-29.66	0.00
Aluno com 4 anos de repetência,	γ_{100}	-21.9	1.04	-21.06	0.00
Aluno Pardo/Mulato,	γ_{110}	-2.4	0.32	-7.52	0.00
Aluno Negro,	γ_{120}	-7.4	0.59	-12.42	0.00
<hr/>					
Efeitos Aleatórios	Variância	Graus de Liberdade		χ^2	Valor-p
Média da escola, u_{0j}	126.9	2475		11238.8	0.00
Inclinação do NSE, u_{6j}	31.9	2480		2715.2	0.00
Efeito do aluno, r_{ij}	1745.5				

²² Foram testadas as interações entre as variáveis e a grande maioria revelou-se não significativa. Deste modo, optou-se por não reportá-las.

A variável "rede" não foi significativa na modelagem do parâmetro de equidade (β_6) e foi, portanto, omitida da especificação apresentada.²³

A partir desta tabela, observa-se que o desempenho médio das escolas depende de uma série de fatores escolares, depois de controlado o efeito do nível sócio econômico médio de seus alunos, da rede de ensino e da proporção de repetentes. Em comparação com modelos intermediários (ver nota 22), a introdução desses novos fatores cancelou parte dos efeitos antes atribuídos a rede de ensino e ao nível sócio econômico médio de seus alunos, cujos coeficientes neste momento passam a ser respectivamente: $\gamma_{01}=6.1$, $t=6.00$ e $\gamma_{07}=18.8$, $t=26.34$.

Um resultado que chama a atenção é o impacto grande e significativo da proporção de repetentes sobre o desempenho médio das escolas, $\gamma_{08} = -12.5$, $t = -2.54$. Como este impacto é significativo mesmo após o controle do nível sócio econômico médio dos alunos da escola e da rede de ensino, isto significa que nem sempre os alunos mais pobres que estudam nas escolas públicas são os alunos repetentes.

O primeiro grupo de variáveis escolares, referente às condições de infraestrutura física, está representado pelas variáveis: sala de aula arejada e nível de ruído das salas de aula. Espera-se que quanto melhor a infra-estrutura escolar, melhor o ambiente de estudo para os alunos, o que vêm a favorecer o seu desempenho. Isso pode ser confirmado na tabela, pois quando a escola possui salas de aula arejadas, o desempenho médio dos alunos da escola aumenta, $\gamma_{02} = 3.5$ pontos, e se o nível de ruído da escola prejudica os alunos e professores, o desempenho cai, em média, 1.2 pontos.

A variável que está relacionada ao segundo grupo mede a insuficiência de recursos financeiros. Quando a escola apresenta problemas de caráter financeiro, o desempenho do aluno cai, em média, 5.1 pontos. O terceiro e último grupo está relacionado às práticas escolares. A incidência de falta às aulas, por parte dos alunos, e o nível de escolaridade do professor tratam dessas questões. A tabela 6 descreve o importante impacto do nível de escolaridade do professor sobre o desempenho médio dos alunos²⁴, $\gamma_{06} = 2.9$ ²⁵. Como era de se esperar, quanto maior a

²³ De acordo com a metodologia "de baixo para cima" da modelagem hierárquico-linear, estimou-se anteriormente uma especificação que incluía todas as variáveis referentes ao aluno (da equação 4) e a variável "rede", excluindo outras variáveis escolares. O efeito da "rede" sobre eficácia e equidade foram qualitativamente os mesmos que os apresentados na Tabela 4.

²⁴ Como está descrito no apêndice 1, os valores tomados por esta variável oscilam entre 0 e 3, onde 3 se refere aos professores que possuem formação de ensino superior.

incidência de falta às aulas, por parte dos alunos, menor é o desempenho médio dos mesmos, $\gamma_{05} = -4.3$. Na realidade, esta variável também acaba por captar, mesmo que parcialmente, o grau de interesse nas aulas, por parte dos alunos. Assim, nada mais razoável de se observar do que uma diminuição no desempenho médio dos alunos se os mesmos não se mostram interessados nas aulas.

A Tabela 4 também retrata como o nível sócio econômico médio dos alunos, o nível de escolaridade do professor e a proporção de repetentes na escola impactam na maneira como o nível sócio econômico do aluno afeta a sua proficiência, β_{6j} . Em termos de equidade, observa-se que um maior nível sócio econômico médio dos alunos faz com que o nível sócio econômico do aluno afete menos o seu desempenho²⁶, $\gamma_{62} = -2.8$. Por sua vez, um maior nível de escolaridade do professor tem o efeito oposto: quanto mais instruído o professor, maior o impacto do nível sócio-econômico do aluno no seu desempenho, $\gamma_{61} = 2.1$.

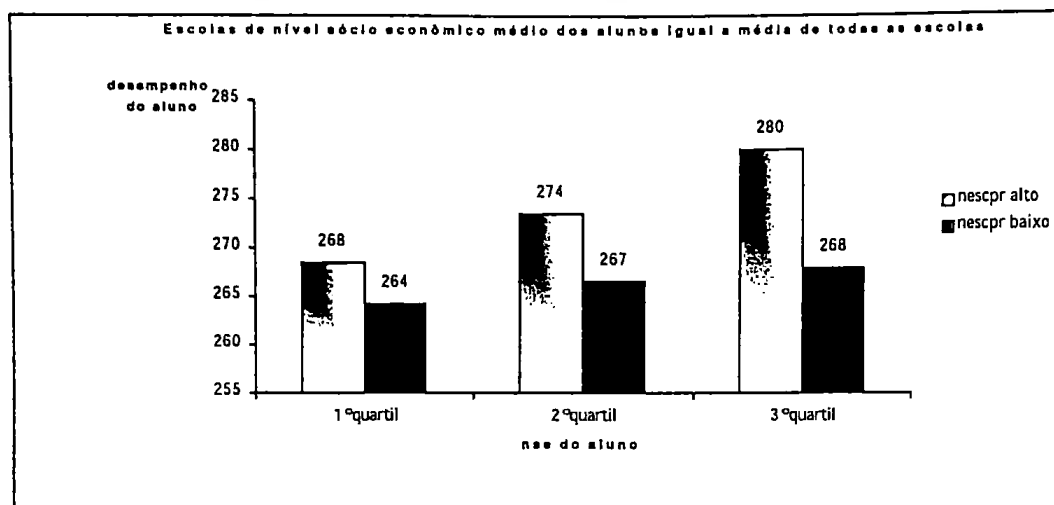
Ou seja: por um lado, um maior nível de escolaridade do professor faz com que a escola seja mais eficaz - aumenta o desempenho médio dos alunos que freqüentam essa escola. Mas, por outro, esse maior nível de escolaridade torna a escola menos eqüitativa - aumenta a importância do nível sócio econômico do aluno para o seu desempenho. Uma outra maneira de ver o mesmo efeito encontra-se ilustrada na Figura 1: o aumento na escolaridade dos professores beneficia todos os alunos da escola (com NSE médio)²⁷. Mas o benefício é crescente com o NSE familiar do aluno, de forma que professores mais qualificados contribuem para o aprendizado de todos, mas de forma mais acentuada para o dos alunos de nível sócio-econômico mais elevado.²⁸

²⁵ Quando se inclui a variável de salário do professor na modelagem de β_{0j} e β_{6j} , o nível educacional do professor se torna insignificante para explicar tanto o melhor desempenho do aluno como a relação de seu nível sócio econômico do aluno com o seu desempenho. Substituiu-se, então, a variável salarial pelo nível educacional do professor. A partir deste novo modelo conclui-se que o salário do professor impacta o desempenho dos alunos de forma semelhante que o nível de escolaridade do professor o faz. Enquanto que um maior salário se traduz num maior desempenho médio da escola, a medida que o salário do professor aumenta, o grau de associação entre o nível sócio econômico do aluno e seu desempenho se torna mais forte.

²⁶ Ou seja, o resultado da Tabela 3 permanece válido neste modelo mais geral.

²⁷ A Figura 1 apresenta o desempenho de alunos em escolas com NSE médio entre -0,4 e 0,4, de forma a controlar para o efeito do NSE médio da escola.

Figura 1: Efeito de um Aumento na Escolaridade do Professor



Um último exercício foi realizado, no sentido de testar a robustez dos parâmetros estimados à omissão da variável "rede" do modelo. Assim, re-estimamos o modelo (4) - (6), excluindo a variável rede, e reexaminando todas as outras variáveis disponíveis, a fim de verificar qualquer mudança de significância ou magnitude nos coeficientes. A única variável dantes não significativa a 5% que passou a sê-lo foi a não-disponibilidade de professores para lecionar certas matérias (resposta dada pelo diretor da escola). Quando a variável "rede" é omitida, esta variável passa a afetar negativamente o desempenho do aluno indicando que uma das razões por trás da menor eficácia da escola pública poderia ser um menor sucesso em garantir a disponibilidade efetiva dos professores necessários para a completa cobertura do currículo.

5. Conclusões

Através da aplicação de um método estatístico apropriado - os modelos hierárquicos lineares - a uma base de dados relativamente nova - os resultados dos testes padronizados do SAEB de 1999 - tentamos, neste artigo, contribuir para uma melhor compreensão dos determinantes da qualidade do ensino fundamental no Brasil. Os resultados encontrados agrupam-se, de forma bastante natural, em duas categorias: a primeira refere-se ao papel das

²⁸ Na Figura 1, a distribuição de escolas por NSE médio é representada por três pontos: o primeiro quartil, a mediana e o terceiro quartil.

características individuais e familiares dos próprios estudantes, e a segunda ao papel das variáveis escolares e dos professores.

Na primeira categoria, o resultado central é a enorme importância do nível sócio-econômico (NSE) da família como determinante do desempenho do aluno, tanto entre escolas como dentro delas. Quanto mais alto o NSE médio da escola, melhor o desempenho médio dos alunos da escola. E mesmo após controlar pelo NSE médio da escola, quanto maior o NSE individual, melhor o rendimento escolar do aluno dentro da escola.²⁹ Mas este efeito positivo do NSE individual não é igual em todas as escolas. Na verdade, quanto mais "rica" a escola (em termos de seu NSE médio), menor o efeito das condições familiares de cada aluno. Ou seja, a escola com alunos mais "ricos" tende a compensar melhor pelas desvantagens educacionais de seus alunos oriundos de famílias mais "pobres".

Uma vez controlado o efeito do nível sócio-econômico, duas outras características individuais permaneceram significativamente correlacionadas com o desempenho do aluno: gênero e raça. O melhor desempenho dos meninos na maioria das matérias soa um alerta contra a complacência relativa à questão do desempenho feminino na escola brasileira. Ainda que as mulheres estejam de fato permanecendo mais tempo na escola do que os homens (o que em si só é um problema de gênero, ainda que masculino), seu pior desempenho - especialmente em matemática e ciência - merece atenção. Parece ainda haver escopo para mudanças pedagógicas que visem melhorar o aprendizado das meninas em matérias como ciência e matemática.

O pior desempenho do aluno negro (preto ou pardo), após controles por NSE, é igualmente preocupante. Supondo que erros de medida na variável NSE sejam ortogonais à variável raça, a significância estatística deste resultado depõe contra a existência de igualdade de oportunidades na escola brasileira. Trabalhos anteriores (como, por exemplo, Henriques, 2001) já apontavam que os negros têm menores taxas de acesso e frequência à escola. O presente resultado sugere que, mesmo dentro da escola e controlando pelo seu nível sócio-econômico, o aluno negro tem um pior desempenho de aprendizado. Num contexto onde o debate sobre políticas afirmativas começam a ser debatidas no país, cremos ser necessária uma investigação cuidadosa e detalhada dos aspectos raciais da prática educacional nas escolas brasileiras. Existe alguma forma de discriminação - ainda que sutil e talvez inconsciente - na alocação do aluno

²⁹ Este resultado também é encontrado em outros países, tanto na América Latina (ver Mizala e Romaguera, 1998, e Mizala et. al., 1999), como nos Estados Unidos (ver Hanushek, 1989).

negro à sala de aula? Ou por parte do professor em sua atenção individual? Existe algum problema de relevância cultural do currículo ou do material didático que possam torná-los menos interessante ou apropriado para alunos de minorias raciais? Estas são questões que vão muito além do escopo deste trabalho, ou do que os próprios dados do SAEB permitem investigar, mas que os presentes resultados sugerem como temas relevantes para pesquisa futura.

Passando à categoria dos resultados sobre as variáveis escolares, cabe ressaltar que a significância estatística dos efeitos de um bom número delas sobre o desempenho do aluno contrasta com os resultados usuais na literatura econométrica americana e latino-americana. Isto pode dever-se a uma diferença legítima entre o Brasil e os outros países estudados, ou a diferenças metodológicas, principalmente devido a uma redução no viés de agregação que pode ter levado à subestimação dos coeficientes destas variáveis em análises anteriores. Seja como for, tanto a qualidade do professor, medida principalmente por seu nível de escolaridade, como a qualidade da estrutura física da escola (recursos financeiros, salas arejadas e silenciosas), contribuem para um melhor desempenho de seus alunos.³⁰

Cabe notar que este resultado não confirma, apenas, que escolas melhores levam a melhores resultados. Isso não chegaria a surpreender. O que ele mostra é que essa variância de qualidades escolares pode ser observada efetivamente na amostra das escolas brasileiras em operação em 1999. Ou seja, há escolas no Brasil onde as crianças estão aprendendo menos do que poderiam por causa da insuficiência de recursos financeiros; da insuficiência de professores; de sua baixa escolaridade; de salas barulhentas e abafadas. Não é preciso um grande esforço intelectual para discernir implicações deste fato para a política pública, com conseqüências tanto para a eficácia quanto para a igualdade de oportunidades de nosso sistema educacional.

Outro resultado com possíveis implicações para a política educacional é o fato de que incrementos na escolaridade do professor contribuem para um maior desempenho de todos alunos, mas de forma crescente com o nível sócio-econômico deste. Claramente, o aumento da escolaridade do professor, por aumentar a eficácia das escolas é, por si só desejável. Caso almejemos, entretanto, reduzir a desigualdade de oportunidades educacionais entre famílias mais

³⁰ Mesmo controlando por todos estes fatores explicitamente, assim como para a composição étnica e sócio-econômica da clientela, a escola pública teve um desempenho estatisticamente significativamente inferior ao da escola particular no Brasil. Caberia investigar se há aspectos de gestão e/ou incentivos internos aos funcionários da rede pública que podem ser responsáveis por este pior desempenho. Este resultado também se coaduna com modelos da economia política do financiamento à educação no Brasil (ver Ferreira, 2001).

e menos afortunadas, conviria tentarmos desenvolver políticas educacionais e pedagógicas voltadas para identificar e retificar as razões específicas por trás do pior desempenho dos alunos mais pobres. Tais políticas podem incluir uma maior disponibilidade do professor fora do horário de aula, para quem deseje procurá-lo; um programa de incentivo ao uso da biblioteca; a disponibilidade de acompanhamento psicológico, ou uma série de outras idéias.³¹ A investigação do mérito de cada uma foge ao escopo do presente estudo, no qual apenas constatamos a necessidade de tais políticas para evitar que aumentos na eficácia escolar sejam acompanhados por aumentos na desigualdade de oportunidades dentro da escola.

³¹ É óbvio que cada uma destas políticas teria custos. O que se aponta aqui é que elas também teriam benefícios, com os quais os custos devem ser comparados.

Bibliografia:

- Arrow, K.J. (1962): "The Economic Implications of Learning by Doing", *Review of Economic Studies*, **29**, pp.155-173.
- Barros, R., Mendonça, R. e Santos, D., (1999): "Determinantes do Desempenho Educacional no Brasil", mimeo, IPEA.
- Barros, R., Henriques, R. e Mendonça, R., (2000): "Pelo fim das décadas perdidas: educação e desenvolvimento sustentado no Brasil", *Desigualdade e Pobreza no Brasil*, IPEA, cap.14, pp.405-423.
- Becker, G., Murphy, K., Tamura, R., (1990): "Human capital, fertility, and economic growth", *Journal of Political Economy*, **98**: pp.s12-s37.
- Bidwell, E. e Kasarda, D., (1980): "Conceptualizing and Measuring the Effects of School and Schooling", *Journal of Education*: pp.401-430.
- Bryk, S. e Raudembush, W., (1986): "A Hierarquical Model for Studying School Effects", *Sociology of Education*, **59**: pp.1-17.
- Bryk, S. e Raudembush, W., (1992): *Hierarquical Linear Models: Applications and data analysis method*, Newbury Park, Sage.
- Coleman, S., (1966): *Equality of Educational Opportunity*, Office of Education, U.S., Washington D.C.
- Fernandez, R., (1997): "To each according to?: Markets, Tournaments, and the Matching Problem with Borrowing Constraints", mimeo, New York University.
- Ferreira, F.H.G. (2001): "Education for the Masses?: The Interaction between Wealth, Educational and Political Inequalities", *Economics of Transition*, **9** (2), pp.533-552.
- Franco, C., Mandarino, M. e Ortigão, M.I., (2001): "Projeto Pedagógico de Escola Promove Qualidade e Equidade em Educação?", *Revista UNDIME-RJ*, **VII** (2), pp.30-46.
- Fletcher, R., (1997): "À procura do Ensino Eficaz". Relatório de Pesquisa, PNUD/MEC/SAEB.
- Goldstein, H., (1995): *Multilevel Statistical Models*, Kendall's Library of Statistics.
- Hanushek, E., (1986): "The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools", *Journal of Economic Literature*, **24**, pp.1141-1177.
- Hanushek, E., (1989): "The Impact of Differential Expenditures on School Performance", *Educational Researcher*, pp.45-52.
- Henriques, R. (2001): "Desigualdade Racial no Brasil: evolução das condições de vida na década de 90", TD#807, IPEA, Rio de Janeiro.

- Johnson, R., (1998): *Applied Multivariate Statistical Analysis*, Prentice-Hall, Inc.
- Langoni, C. (1973): *Distribuição de Renda e Desenvolvimento Econômico do Brasil*, Rio de Janeiro: Expresso e Cultura
- Lucas, R., (1988): "On the mechanics of economic development", *Journal of Monetary Economics*, **22**: pp. 3-42.
- Mincer, J. (1958): "Investment in Human Capital and Personal Income Distribution", *Journal of Political Economy*, **66**: pp.281-302.
- Mizala, A. e Romaguera, P., (1998): "Desempeño Escolar y Eleccion de Colegios: La experiencia Chilena", Documento de Trabajo #36, Serie Economía, Universidad de Chile.
- Mizala, A., Romaguera, P. e Reinaga, T., (1999): "Determinants of Student Achievement and School Performance in Bolivia", CD- Rom LACEA 2000.
- Relatório do SAEB 1999, Diretoria de Avaliação da Educação Básica, INEP, Ministério da Educação (<http://www.inep.gov.br>)
- Summers, A. e Wolfe, B. (1977): "Do schools Make a Difference?", *The American Economic Review*, **67** (4), pp. 639-652.
- Tinbergen, J. (1975): *Income Differences: Recent research*. Oxford: North Holland Publishing.
- Uzawa, H. (1965): "Optimal technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth", *International Economic Review*, **6**: pp.18-31.

Apêndice 1 - Descrição das variáveis escolares

A tabela A1 mostra as características das variáveis escolares incluídas nas funções de produção educacional apresentadas ao longo do capítulo 3.

Tabela A1 Estatística Descritiva para as Variáveis Escolares

Variável	Média	Desvio Padrão	Valor Máximo	Valor Mínimo
$(particular)_j$	0.25	0.43	1.0	0.0
$(nescpr)_j$	2.83	0.29	3.0	1.5
$(salário)_j$	4.14	1.59	9.0	0.0
$(irf)_j$	0.71	0.34	1.0	0.0
$(saa)_j$	0.88	0.32	1.0	0.0
$(rp)_j$	0.30	0.46	1.0	0.0
$(faltaalu)_j$	0.32	0.33	1.0	0.0
$(nprof)_j$	0.34	0.35	1.0	0.0

As variáveis $(particular)_j$, $(irf)_j$ e $(rp)_j$ estão presentes no questionário da escola. Estas questões foram respondidas pelo diretor das escolas. As demais questões foram trazidas do questionário do professor para o questionário da escola³². A partir da tabela acima, observa-se que existem duas variáveis que oscilam entre valores maiores que uma unidade. São elas: $(nescpr)_j$ e $(salário)_j$

Os valores tomados pela variável $(nescpr)_j$, expressam que os professores apresentam os seguintes níveis de escolaridade média:

- 0.0- ensino fundamental incompleto
- 1.0- ensino fundamental completo
- 2.0- ensino médio
- 3.0- ensino superior

A variável $(salário)_j$, por sua vez, refere-se ao rendimento mensal médio dos professores. Ela pode assumir valores de 0 a 9, de acordo com a faixa salarial recebida pelos professores:

- 0.0- até R\$136,00
- 1.0- de R\$137,00 a R\$272,00
- 2.0- de R\$273,00 a R\$408,00

³² O resultado dessas variáveis na base da escola expressa a média aritmética das respostas de todos os professores que trabalham nesta escola.

- 3.0- de R\$409,00 a R\$544,00
- 4.0- de R\$545,00 a R\$816,00
- 5.0- de R\$817,00 a R\$1088,00
- 6.0- de R\$1089,00 a R\$1360,00
- 7.0- de R\$1361,00 a R\$2040,00
- 8.0- de R\$2041,00 a R\$2720,00
- 9.0- mais de R\$2720,00

Quanto as demais variáveis, cada escola recebe o valor de 1 em cada variável se: (1) pertence a rede particular; (2) apresenta insuficientes recursos financeiros; (3) possui salas de aula arejadas; (4) ruído nas salas de aula prejudica; (5) os alunos faltam as aulas; e, (6) não existem professores para lecionar algumas matérias.

Apêndice 2: Definindo o nível sócio-econômico do aluno

Com base na literatura sobre as funções de produção educacional, observa-se que o nível sócio-econômico afeta de forma expressiva o desempenho escolar dos alunos. No entanto, como o nível sócio-econômico representa um construto, ou conceito, ele não pode ser apreendido num único item de questionário, mas sim num conjunto de itens. Neste contexto se insere a análise fatorial, realizada neste estudo a fim de construir uma variável que represente o nível sócio-econômico dos alunos.

A análise fatorial é uma técnica estatística de resumo de informações muito utilizada na análise multivariada de dados. Seu principal objetivo é viabilizar a análise de associações existentes entre um grande número de variáveis, através da geração de um número reduzido de construtos, chamados “fatores”. Pode-se entender esses fatores como uma dimensão latente que se manifesta de forma redundante em algumas variáveis originais, isto é, as variáveis de uma determinada base de dados são agrupadas em função da correlação existente entre elas.

A técnica é baseada em um modelo explícito em que as variáveis da matriz de dados são expressas como uma função linear de um número reduzido de fatores latentes. No caso do nível sócio-econômico do aluno, os itens de questionários referentes a este construto, deverão ser descritos, através do modelo (Johnson, p.515):

$$X_{(px1)} - \mu_{(px1)} = L_{(p \times m)} F_{(mx1)} + \varepsilon_{(px1)}$$

Onde: X é um item de questionário, μ é o vetor da média da variável, L é a matriz de carga dos fatores (ou seja, a correlação entre as variáveis e o fator), F é o vetor de fatores comuns ou latentes e ε é um vetor de fatores específicos para cada variável. Considera-se que os fatores latentes formam um conjunto de variáveis padronizadas e descorrelacionadas, isto é:

$$E(F) = 0_{(mx1)}, \quad Cov(F) = E[FF'] = I_{(mxm)}$$

$$E(\varepsilon) = 0_{(px1)} \quad \text{Cov}(\varepsilon) = \Psi_{(pxp)} = \begin{bmatrix} \psi_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \psi_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \psi_p \end{bmatrix}$$

F e ε são independentes, logo: $\text{Cov}(\varepsilon, F) = 0_{(pxm)}$. A covariância do modelo é dada por: $\Sigma = \text{Cov}(X) = LL' + \Psi$, onde Ψ é a matriz diagonal ($p \times p$) dos fatores individuais. Desta forma as variâncias de cada variável podem ser decompostas em comunalidade (h^2), devido aos fatores comuns e variância específica ψ , devida aos fatores individuais.

$$\sigma_{ii} = l_{i1}^2 + l_{i2}^2 + \dots + l_{im}^2 + \psi_i$$

$\text{Var}(X_i) =$ comunalidades + variância específica

$$h_i^2 = l_{i1}^2 + l_{i2}^2 + \dots + l_{im}^2$$

$$\text{Var}(X_i) = h_i^2 + \psi_i$$

Como o modelo trabalha com variáveis padronizadas, a fim de evitar que uma possível variável apresente uma variância muito grande, influencie excessivamente na determinação das cargas dos fatores, a aproximação $\Sigma = \text{Cov}(X) = LL' + \Psi$, pode ser aplicada igualmente na matriz de correlação, uma vez que para variáveis padronizadas a matriz de covariância corresponde a matriz de correlação das variáveis³³.

Neste estudo, nove itens foram considerados relevantes na investigação do nível sócio-econômico do aluno. As questões encontram-se no questionário nº 1 do aluno. São elas:

Onde você mora existe:

- 1) água encanada?
- 2) eletricidade?

Quantos dos seguintes itens há no lugar onde você mora: (respostas: 0 a 6)

- 3) rádios?
- 4) televisões a cores?
- 5) geladeira?
- 6) freezer?
- 7) máquina de lavar roupa?
- 8) telefone residencial?
- 9) Até que série seu pai estudou? Até que série sua mãe estudou?

³³ A tabela A.3, que se encontra no final deste apêndice, apresenta a matriz de correlação do modelo de fatores para as variáveis consideradas relevantes, na investigação do nível socioeconômico do aluno.

As respostas dos itens de nº 1 e 2 são sim ou não, codificadas para 0 se não e 1 se sim. As respostas das perguntas de nº 3 a 8 revelam a disponibilidade destes itens na casa dos alunos. As respostas podem variar entre 0 e 6. O último item considera duas perguntas presentes no questionário do aluno³⁴. A resposta deste item corresponde a maior série cursada pelo seu pai e/ou sua mãe.

No presente estudo, a extração de fatores foi realizada a partir da Análise dos Componentes Principais. O objetivo desta análise é determinar uma transformação linear das variáveis originais, em geral correlacionadas, que resulta em novas variáveis chamadas “componentes principais”. Estas são descorrelacionadas entre si e apresentam a mesma variação total das variáveis originais. Este é o método mais indicado quando a principal preocupação é achar um número mínimo de fatores necessários para substituir as variáveis originais.

Como há poucos alunos por escola na amostra e, mais ainda, o trabalho objetivou modelar o nível sócio-econômico do aluno, somente uma variável representante do nível sócio-econômico teve de ser extraída. Desse modo, foi extraída a “componente principal”, ou seja, a componente de maior variância extraída a partir dos dados. O quadro abaixo apresenta o total de variância original das variáveis explicada por essa primeira componente.

Tabela A2: Resultado da análise fatorial

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	3.036	33.734	33.734	3.036	33.734	33.734
2	1.218	13.529	47.263			
3	.903	10.036	57.299			
4	.779	8.660	65.960			
5	.736	8.181	74.141			
6	.670	7.442	81.583			
7	.662	7.351	88.935			
8	.548	6.092	95.026			
9	.448	4.974	100.000			

Extraction Method: Principal Component Analysis.

A análise fatorial apresentada foi realizada a partir do software SPSS. Selecionou-se a opção de se obter somente um fator nesta análise. A partir da tabela A.1, observa-se que a “componente principal” explica 33.734% da variância total das 9 variáveis. Esta análise também nos fornece a tabela A2, que mostra a carga das 9 variáveis neste fator. Estes valores correspondem às correlações de cada variável com a “componente principal”.

Na interpretação dos fatores, grande importância deve ser dada as cargas fatoriais. O valor da carga ao quadrado representa a quantidade de variância total da variável expressa pelo fator. Assim, uma carga de 0,30 traduz aproximadamente 10% de explicação e uma carga de 0,50 significa que 25% da variância original da variável é explicada pelo fator.

³⁴ Cada pergunta apresenta 6 possibilidades de respostas. Estas variam de 0: nunca estudou; até 4: frequentou a faculdade; e, 5: o aluno não respondeu.

Tabela A3: Matriz de fatores

Component Matrix *

	Component
	1
Água encanada ?	.209
Eletricidade ?	.167
No. de rádios	.642
No. de TV a cores	.783
No. de geladeira	.575
No. de freezer	.612
No. de máquina de lavar roupa	.582
No. de telefone	.727
MAXEDU	.606

Extraction Method: Principal Component Analysis.

a. 1 components extracted.

De forma que $nse_{ij} = .209$ (água encanada) + $.167$ (eletricidade) + $.642$ (nº rádios) + $.783$ (nº TV a cores) + $.575$ (nº geladeiras) + $.612$ (nº freezer) + $.582$ (máq. lavar roupa) + $.727$ (nº telefone) + $.606$ (maxedu).

Esse apêndice objetivou apresentar a obtenção da variável de nível sócio-econômico utilizada nas funções de produção educacional realizadas neste trabalho.

Tabela A4: Matriz de correlação:

Correlation Matrix

	Água encanada ?	Eletricidade ?	No. de rádios	No. de TV a cores	No. de geladeira	No. de freezer	No. de máquina de lavar roupa	No. de telefone	MAXEDU
Correlation	1.000	.244	.068	.107	.081	.032	.099	.092	.109
Água encanada ?		1.000	.044	.096	.111	.020	.063	.041	.072
Eletricidade ?	.068	.044	1.000	.480	.272	.272	.254	.363	.288
No. de rádios	.107	.096	.480	1.000	.367	.366	.327	.502	.425
No. de TV a cores	.081	.111	.272	.367	1.000	.281	.312	.281	.189
No. de geladeira	.032	.020	.272	.366	.281	1.000	.314	.380	.253
No. de freezer	.099	.063	.254	.327	.312	.314	1.000	.324	.212
No. de máquina de lavar roupa	.092	.041	.363	.502	.281	.380	.324	1.000	.406
No. de telefone	.109	.072	.288	.425	.189	.253	.212	.406	1.000

a Determinant = .208

O Impacto de Plano Pedagógico de Escola nos Resultados Escolares

Creso Franco
Mônica Mandarino
Maria Isabel Ortigão

O Impacto de Plano Pedagógico de Escola nos Resultados Escolares¹

Creso Franco², Mônica Mandarino³ e Maria Isabel Ortigão²

Introdução

Diversas propostas de política educacional têm considerado que o envolvimento da comunidade escolar na elaboração de projeto pedagógico da escola é um elemento indutor da promoção de iniciativas capazes de contribuir para o aprimoramento da qualidade da educação. Nosso objetivo é o de investigar se a elaboração de projeto pedagógico de escola tem tido efeito positivo na melhoria da qualidade da educação e na promoção de equidade pela escola.

Perseguimos o mencionado objetivo por meio de uma pesquisa quantitativa a partir dos dados do Sistema de Avaliação da Educação Básica, coletados em 1999. Iniciamos o artigo com uma breve incursão sobre o papel atribuído pela literatura educacional e por documentos de política educacional aos projetos pedagógicos da escola. Prosseguimos com uma discussão relativamente detalhada sobre métodos quantitativos em pesquisa educacional. Fazemos isso com o intuito de contribuir para o resgate de uma tradição que, desde há muito, tem sido relegada a segundo plano no Brasil: as relações entre a sociologia da educação e os *surveys* educacionais. A mencionada seção é finalizada com a apresentação das características centrais dos modelos multiníveis, o que abre espaço para prosseguirmos explicitando nossas questões de pesquisa multiníveis e delineando nosso método. Em seguida, apresentamos e discutimos nossos resultados. Concluimos com um balanço dos achados do estudo, de suas limitações e dos aspectos deixados em aberto pela investigação. Antes de prosseguirmos, devemos esclarecer que redigimos este texto de modo a tentar viabilizar a compreensão do texto por parte de leitores não especializados em métodos quantitativos - diretores de escola, equipes pedagógicas de órgãos governamentais e mesmo pesquisadores em educação de formação qualitativa. Se formos bem sucedidos, teremos produzido um texto útil; caso contrário, teremos aborrecido tanto nossos leitores especializados em outros aspectos da educação quanto os especialistas em métodos quantitativos.

¹ As questões de pesquisa endereçadas neste artigo já foram exploradas pelos mesmos autores em um outro artigo: "Projeto Pedagógico de Escola Promove Qualidade e Equidade em Educação? Revista UNDIME-RJ. Ano VII, n. 2 - Rio de Janeiro: UNDIME, 2001, pp.30-46". A revisão de literatura apresentada é a mesma nos dois textos mas as análises conduzidas são distintas: o presente texto usa medidas mais refinadas e explora o impacto de plano pedagógico de escola tanto nas escolas brasileiras quanto nas escolas públicas brasileiras.

² PUC-Rio, Departamento de Educação.

³ UNIRIO, Centro de Humanidades e PUC-Rio, Departamento de Educação.

Projeto Pedagógico de Escola e Qualidade da Educação

A noção de que projetos pedagógicos específicos de unidades escolares – em contraste com a valorização de projetos educacionais de redes de ensino – constituem-se em estratégia de promoção de qualidade e equidade tem sido defendida por três classes de agentes.

A primeira classe de agentes é formada por organismos multilaterais, em especial o Banco Mundial e o Banco Interamericano para o Desenvolvimento, que têm insistido na noção de que é necessário implementar maior controle social sobre os investimentos na área de educação (Banco Mundial 1995). Esses organismos enxergam os projetos pedagógicos de escola como parte integrante do processo de garantia da participação da comunidade na viabilização de maior controle social. O segundo grupo de agentes é constituído por intelectuais da área de educação que têm insistido que as propostas de reformas educativas só são efetivas quando professores estão convencidos de sua relevância e as implementam em suas escolas e salas de aula. Por isso, vêem na articulação entre medidas centralizadas voltadas para a melhoria da educação – como proposições de novas orientações curriculares e aprimoramento de material didático – e ações descentralizadas, em cada escola, como a estratégia capaz de viabilizar qualidade e equidade na educação. Para este grupo de agentes, projeto pedagógico de escola representa não só instância de detalhamento e contextualização dos aspectos gerais da reforma educativa mas, também, garantia de que os docentes especificam, ao seu modo, as orientações emanadas dos órgãos centrais; por esta via, pretende-se garantir a sintonia entre medidas centralizadas e situação escolar. Um autor representativo deste grupo é o do pesquisador espanhol Cesar Coll (1989; 1994), que atuou como consultor do MEC para a elaboração dos Parâmetros Curriculares Nacionais. O terceiro grupo é composto por pesquisadores que enfatizam a conexão entre gestão democrática da escola, autonomização de unidades escolares e projeto político pedagógico de escola (Marques 1994; Neves 1996; Paro 1996; Gadotti 2000). Os autores desse grupo enfatizam a inter-relação dos conceitos de gestão, política, democracia e pedagogia. Para além das diferenças, os agentes dos três grupos sublinham que projeto pedagógico de escola envolve ações articuladas, com objetivos e prioridades claros, perseguidos de modo sistemático e organizado. A sistematização do projeto pedagógico de escola em um plano de escola é vista como uma consequência do processo, não como seu início ou sua finalidade.

O Estado brasileiro tem atuado de modo a procurar integrar e compatibilizar essas abordagens. Além de um número bastante grande de ações específicas em âmbito estadual e municipal, algumas das quais estão registradas em obra organizada por Xavier et al. (1995), há ainda duas iniciativas do Governo Federal comprometidas com projetos pedagógicos de escola. Referimo-

nos aos *Parâmetros Curriculares Nacionais*, que enfatizam que o projeto pedagógico da escola “se realiza mediante um processo contínuo de reflexão sobre a prática pedagógica, em que a equipe escolar discute, propõe, realiza, acompanha, avalia e registra as ações que vai desenvolver para atingir os objetivos coletivamente delineados” (MEC 1996, 85), e o *Plano de Desenvolvimento da Escola* (Sobrinho 2001), projeto do MEC, financiado com empréstimo do Banco Mundial, que objetiva o desenvolvimento de projetos de escola como estratégia de aprimoramento da direção escolar via o aumento da participação de professores e pais na gestão da escola.

A Pesquisa em Educação e os Métodos Quantitativos

No cenário internacional, as décadas de 1950 e 1960 foram marcadas pela emergência dos grandes surveys educacionais, focalizando em especial o tema das desigualdades de oportunidades educacionais. O exemplo mais marcante desta tradição de pesquisa é o Relatório Coleman (Coleman et al. 1966).

No Brasil, estudos dessa natureza beneficiaram-se da estrutura do Centro Brasileiro de Pesquisas Educacionais (CBPE) e dos centros regionais ligados ao CBPE (Bonamino 2001). Papel especialmente relevante naquele momento foi desempenhado pela socióloga brasileira Aparecida Joly Gouvêia que, em interação com o Departamento de Sociologia da Universidade de Chicago, desenvolveu, a partir do início da década de 1960, estudos pioneiros sobre as desigualdades sociais e o acesso ao ensino secundário (Gouvêia 1967) e sobre escolarização secundária, desigualdades sociais e oportunidades de desenvolvimento econômico (Havighurst e Gouvêia 1969).

Uma das conseqüências da emergência do regime militar sobre a pesquisa educacional brasileira foi a extinção do CBPE, o que impediu a continuidade e o aprofundamento dos surveys sobre desigualdades sociais e educação. Essa lacuna da pesquisa educacional é registrada pelo sociólogo da educação Luis Antônio Cunha. Em *Educação e Desenvolvimento Social no Brasil*, Cunha (1975), ao comentar sobre o Relatório Coleman, afirmou:

No Brasil, infelizmente, não há um estudo como esse que mostre, claramente, que as crianças da classe trabalhadora (naquele caso, de um segmento etnicamente distinto) freqüentam escolas de qualidade mais baixa e são mais intensamente afetadas por ela no seu desempenho educacional. No entanto, é possível tomar alguns dados, mesmo que parciais, e tentar especular sobre a existência de fenômeno da mesma natureza em nosso país, apesar de não podermos medir sua intensidade, como fez Coleman para os Estados Unidos.

Já no final da década de 1960, a pesquisa em educação se reestrutura em torno da recém fundada pós-graduação em educação. Neste novo âmbito, a pesquisa quantitativa em educação

assumiu um veio reducionista, articulado com a avaliação de técnicas instrucionais sintonizadas com o então emergente paradigma da tecnologia educacional.⁴

Ainda com relação ao relatório Coleman, vale a pena mencionar a polêmica acerca de até que ponto a escola pode fazer diferença para seus alunos. Contrastando com a conclusão de Coleman sobre o papel preponderante da origem social dos alunos na determinação dos resultados escolares, enquanto as características escolares pouco influenciariam os resultados educacionais, havia os indicativos provenientes de outras pesquisas – em especial de pesquisas qualitativas – que sinalizavam que as escolas são diferentes e que o caráter reprodutivista da educação ocorria de modo diferenciado em escolas distintas. Durante a década de 70 esse aspecto foi exaustivamente debatido nos meios acadêmicos, em especial nos EUA. No final da década de 70, prevaleceu o consenso de que muito embora fosse expressivo o papel das variáveis socioeconômicas nos resultados da escolarização, o Relatório Coleman havia subestimado o papel das variáveis intra-escolares na transformação das diferenças sociais em diferenças de resultados educacionais. O artigo publicado por Bidwell e Kasarda (1980) desempenhou um papel importante para a compreensão dos problemas relativos ao Relatório Coleman. Por meio de simulações, esses autores ilustraram até que ponto os modelos estatísticos disponíveis à época tendiam a minimizar o efeito das variáveis da escola. De acordo com as simulações apresentadas pelos autores, o mencionado problema pode levar a que o efeito escola seja estimado de modo até 15 vezes menores do que o efeito real.⁵ Foi este tipo de resultado que ensejou o desenvolvimento de abordagem com características sociológicas e estatísticas adequadas para a modelagem de sistemas com estruturas hierárquicas tipicamente encontradas em educação (isto é, alunos agrupados em salas de aulas, agrupadas em escolas, agrupadas em regiões). Referimo-nos aos modelos multiníveis, ou hierárquicos.⁶ Esses modelos começaram a ser desenvolvidos de modo sistemático em meados da década de 1980 e só a partir do início dos anos 90 foram disponibilizados os primeiros programas de computador que permitiam a estimação de modelos multiníveis. Foi precisamente neste período que James Coleman levou para a Universidade em que trabalhava – Chicago – um dos líderes do desenvolvimento dos modelos multiníveis – Anthony Bryk, que até então trabalhava em Harvard – precisamente com o objetivo de

⁴ As exceções são discutidas por Franco (2001).

⁵ De modo bastante sintético, pode-se considerar que isso ocorre porque enquanto as variáveis dos alunos – suas notas nos testes, suas medidas de nível socioeconômico etc. - variam de aluno para aluno, as variáveis da escola assumem sempre o mesmo valor para todos os alunos que frequentam a mesma escola.

⁶ O nome 'multinível' deriva da idéia de que há variáveis de níveis distintos (aluno, sala de aula, escola) e que se faz necessário levar em conta o nível do qual provém cada variável. Esses modelos também são chamados de 'hierárquicos', em referência à já mencionada estrutura hierárquica (alunos dentro de salas de aula, dentro de escolas, etc.). Atualmente ambas as denominações são usadas livremente. Como a pesquisa contemporânea sobre o tema está explorando aplicações

desenvolver a investigação sociológica que incluísse abordagem quantitativa (Lee 2001).

Modelos multiníveis diferem dos modelos de regressão convencionais porque começam por fazer estimativas com os dados de cada escola observada. É a partir das estimativas feitas em cada escola que se investiga quais características escolares podem explicar as diferenças nas estimativas feitas dentro de cada escola. Como se efetua uma análise para cada escola observada, os modelos multiníveis são muito demandantes em termos de dados. No contexto de análises multiníveis, o que parece ser uma amostra de tamanho expressivo, devido ao grande número total de observações, pode ser uma amostra modesta, ou mesmo inadequada, quando se considera o número de observações por escola. Essa é uma limitação efetivamente existente quando se trabalha com dados do Sistema Nacional de Avaliação da Educação Básica (SAEB), o que torna mais difícil a identificação de efeito escola.

Modelos multiníveis permitem a investigação de dois grandes tipos de questão de pesquisa:

- sobre eficácia escolar: que características escolares aumentam o desempenho médio de seus alunos?
- sobre promoção de equidade pela escola: que características escolares diminuem o impacto de variáveis do aluno tais como o nível socioeconômico, gênero ou raça no desempenho escolar dos alunos?

Método

Questões de pesquisa:

No presente artigo, apresentamos e discutimos resultados relativos à eficácia e à promoção de equidade pela escola. De modo mais específico, procuramos responder às seguintes questões de pesquisa:

- As escolas brasileiras diferem em termos do desempenho médio de seus alunos (eficácia)?
- As escolas que preparam projetos pedagógicos apresentam maior desempenho médio?
- Essas escolas promovem mais equidade do que as escolas que não preparam esses projetos?

Registramos que todas as perguntas pressupõem o controle de nível socioeconômico: em outras palavras, nossas perguntas referem-se a diferenças entre escolas depois de filtrados os efeitos devidos ao nível socioeconômico dos alunos.⁷

multiníveis nas quais não existe a estrutura hierárquica 'conteúdo-continente', é provável que no futuro a nomenclatura estabilize-se como 'modelos multiníveis', dentro dos quais haverá o caso particular dos 'modelos hierárquicos'.

Os Dados, suas potencialidades e suas limitações:

Para investigar essas questões, fazemos uso de dados coletados pelo Sistema de Avaliação da Educação Básica em 1999 (Pestana 1998). Na presente análise, usamos os dados da amostra nacional de matemática, 8ª série. Para esta série e disciplina, o SAEB testou 17890 alunos, agrupados em 2588 escolas, públicas e privadas. Devido à existência de registros incompletos em variáveis da escola relevantes para a análise, um pequeno percentual de escolas teve que ser retirado da análise, o que nos deixou com 16925 alunos, agrupados em 2423 escolas.

Características da base de dados utilizada tiveram repercussão na formulação de nossas questões de pesquisas. Conforme enfatizado pela literatura revista, o projeto pedagógico de escola é um meio para o aprimoramento da escola. O gestor de rede de ensino que estimula as escolas a prepararem seus projetos pedagógicos pode ter como objetivo fomentar na escola algumas das seguintes características: gestão compartilhada; trabalho colaborativo; definição de prioridades; interação com a comunidade. Muito mais do que investigar se a existência de projeto pedagógico promove eficácia e equidade, gostaríamos de poder responder se as características que tipicamente pretende-se fomentar nas escolas promovem eficácia e equidade. Temos razões para essa preferência: primeiramente, consideramos que o projeto pedagógico de escola é apenas um meio de promoção de certas características nas escolas; além disto, o leitor não terá dificuldades em imaginar que uma resposta afirmativa relativa à existência de projeto pedagógico pode se referir a situações muito diversas, indo desde o cumprimento formal do que pode ser considerado determinação de instâncias superiores até a situação em que a escola efetivamente se mobiliza no sentido do auto-aprimoramento. Infelizmente, os questionários do SAEB 99 não oferecem os dados necessários para a investigação desejada. Ainda que sabendo das limitações em investigar o tema por meio de dados gerados por itens de questionário que perguntam sobre existência de projeto pedagógico da escola, decidimos prosseguir na análise. De modo a minimizar este problema, construímos nossa variável sobre a existência de projeto pedagógico de escola a partir de respostas do diretor e dos professores: consideramos que uma escola tem projeto pedagógico de escola quando o diretor afirmou a existência do projeto e pelo menos metade dos professores respondentes afirmaram ter participado, direta e indiretamente, da preparação do projeto (as outras opções de resposta oferecidas ao professor eram: inexistência de projeto; projeto feito a partir de modelo da secretaria de educação; projeto feito pela direção da escola). Outra limitação decorrente do desenho do SAEB refere-se à impossibilidade de mensuração do valor agregado pela escola. No contexto de análises com dados do SAEB, face à

⁷ Para o leitor interessado nos aspectos mais técnicos da análise, enfatizamos que a modelagem multinível impõe a necessidade do controle de nível socioeconômico em ambos os níveis, do aluno e da escola (Raudenbush e Willms 1995).

irremediável falta de informação sobre a proficiência prévia dos alunos, esse problema pode ser minorado por meio da implementação de controle sobre o passado escolar dos alunos, o que é feito via inclusão no modelo de variável que mede a existência de experiência de repetência.⁸ Ainda assim, faz-se a ressalva de que os resultados aqui relatados precisam ser considerados como hipóteses a serem investigadas e aprofundadas em estudo que conte com dados mais adequados do que o disponível no momento.

A tabela 1 apresenta a definição e descrição das variáveis usadas na modelagem.

Tabela 1: Definição e Estatística Descritivas das Variáveis

Variável	Descrição	Média	Desvio Padrão	Mín	Máx
VARIÁVEIS DO ALUNO					
Prof	Proficiência em matemática na 8ª série	254.66	51.48	108.9	431.9
Rep	1=repetiu pelo menos uma vez ; 0=nunca repetiu	0.44	0.50	0.00	1.00
NSE_Aluno*	nível sócio-econômico do aluno	0.00	0.64	-2.14	4.15
VARIÁVEIS DA ESCOLA					
Experiência	anos de experiência do diretor em educação	19.59	7.46	5.00	30.00
PP_Escola	Existência de projeto pedagógico (1=diretor diz ter e pelo menos 50% dos professores dizem ter participado da elaboração ; 0=qualquer outro caso)	0.55	0.50	0.00	1.00
NSE_Escola**	nível sócio-econômico médio dos alunos da escola	-0.05	0.50	-1.79	1.80

* Variável obtida por análise de componentes principais a partir das respostas a diversas questões relacionadas com nível sócio-econômico (posse de bens, infra-estrutura de serviço na residência e escolaridade dos pais).

** Média para cada escola da variável NSE_Aluno.

Abordagem Analítica

A análise dos dados foi feita por meio de modelos de regressão linear multiníveis de dois níveis – aluno e escola (Bryk e Raudenbush 1992). Os modelos foram estimados com o programa HLM, versão 5.0 para *Windows*. O conjunto de equações abaixo sintetiza o modelo final estimado:

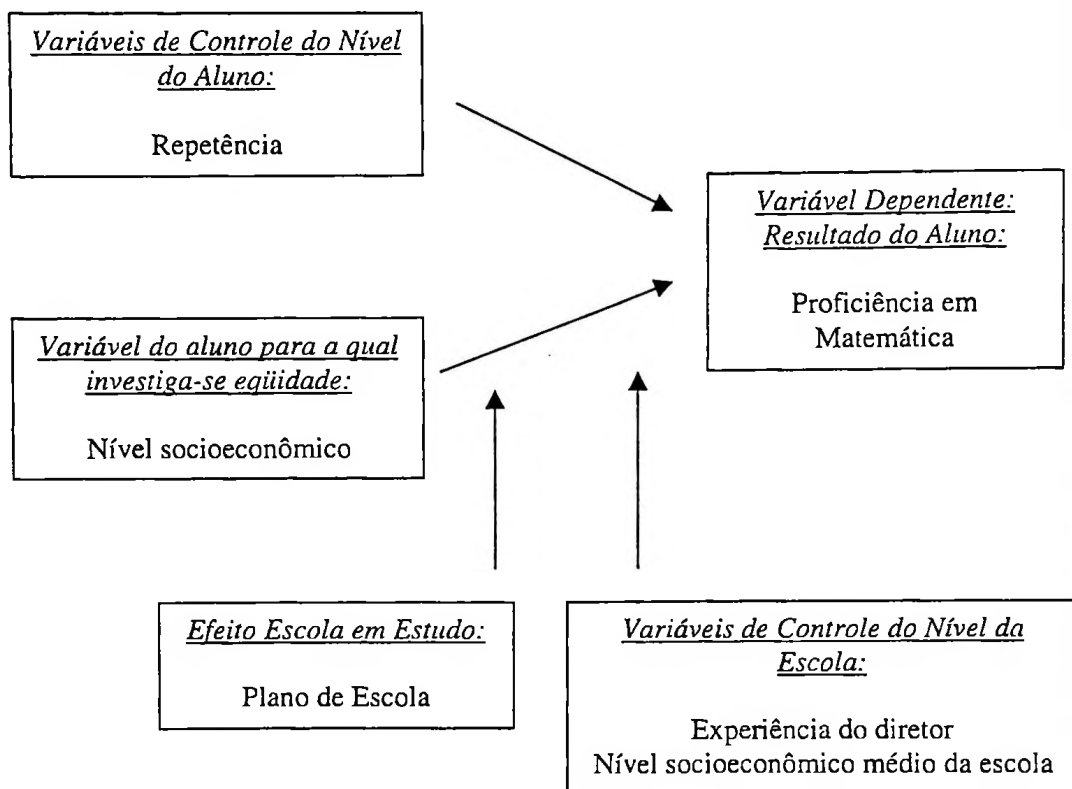
$$\begin{aligned} \text{Profic}_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j} \text{NSE_Aluno}_{ij} + \beta_{2j} \text{Rep}_{ij} + \tau_{ij} & \tau_{ij} &: N(0, \sigma^2) \\ \beta_{0j} &= \gamma_{00} + \gamma_{01} \text{NSE_Escola}_j + u_{0j} & u_{0j} &: N(0, \tau_{00}) \\ \beta_{1j} &= \gamma_{10} + \gamma_{11} \text{NSE_Escola}_j + \gamma_{12} \text{Experiência}_j + \gamma_{13} \text{PP_Escola}_j + u_{1j} & u_{1j} &\sim N(0, \tau_{11}) \\ \beta_{2j} &= \gamma_{20} \end{aligned}$$

⁸ Estudos que testam apenas uma vez os alunos apresentam limitações para a explicação do efeito das escolas sobre a aprendizagem. Isto ocorre porque a proficiência é uma medida do aprendizado dos alunos *ao longo de muitos anos*. Essa medida não pode ser explicada pelo *passado recente* dos alunos (variáveis da escola que o aluno frequentou no ano em que o SAEB os testou). Nos estudos longitudinais, a medida de proficiência prévia é usada para 'filtrar' o efeito do aprendizado prévio do aluno, o que permite que o pesquisador focalize o aprendizado ao longo do ano. Por certo, esse aprendizado ao longo do ano pode ser explicado pelas características da escola frequentada no ano.

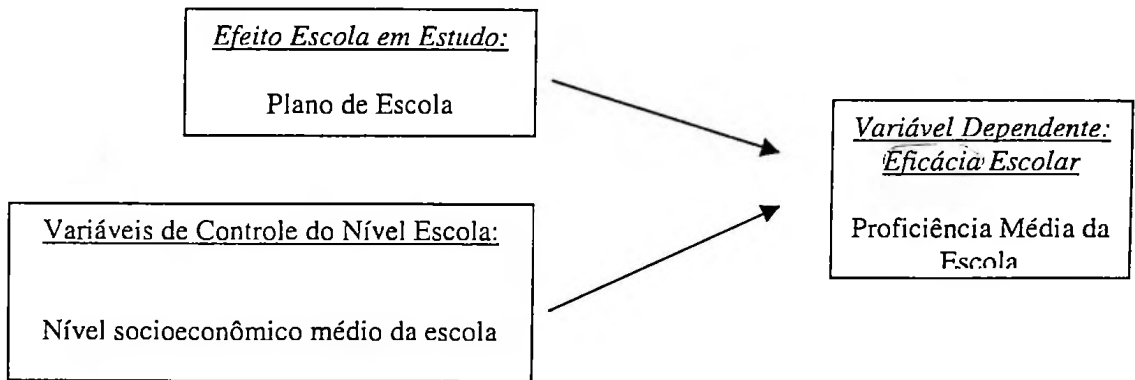
A variável NSE_Aluno foi centrada na média de cada escola e a variável NSE_Escola foi centrada na média de todas as escolas.

Os diagramas 1A e 1B ilustram graficamente o modelo multinível utilizado.

**Diagrama 1A: Modelo Heurístico para a Investigação de
Relação entre Plano de Escola e Equidade**



**Diagrama 1B: Modelo Heurístico para a Investigação de
Relação entre Plano de Escola e Eficácia Escolar**



As seguintes observações se aplicam aos diagramas acima:

- i. As variáveis dependentes em cada diagrama (proficiência do aluno em matemática e proficiência média do aluno em matemática), o efeito investigado (existência de projeto pedagógico da escola) e a variável foco da investigação sobre equidade (nível socioeconômico do aluno) foram selecionadas a partir das questões de pesquisa apresentadas;
- ii. Já as variáveis de controle que aparecem nos diagramas, ainda que sugeridas pela teoria e por pesquisas prévias, foram definidas empiricamente, a partir dos dados disponíveis. Como usual em pesquisas quantitativas, a função dos controles é a filtragem de efeitos deste tipo de variável de controle sobre a variável dependente, de modo que esses efeitos não se confundam com o efeito da variável foco da análise (no caso, o projeto pedagógico de escola);
- iii. As setas ligando variáveis representam medidas de associação (coeficientes de regressão) entre as variáveis;
- iv. O diagrama 1A ilustra dois aspectos do modelo multinível: (a) a associação entre a variável dependente (proficiência do aluno em matemática) e variáveis do aluno. Em modelagem multinível essa associação é estimada para cada uma das escolas; (b) a associação entre o

coeficiente do nível socioeconômico do aluno e variáveis da escola. Essa última associação está representada no diagrama 1A pelas setas verticais, que indicam como variáveis da escola têm impacto no coeficiente de regressão de cada escola.

Observe-se que o modelo de nível 1 ajustado é bastante reduzido. Optamos, por exemplo, por não incluir a variável “cor declarada” no modelo. Em condições ideais, incluiríamos a variável cor e a deixaríamos variar aleatoriamente entre escolas. Face ao grau de liberdade disponíveis, essa estratégia redundaria em apreciável perda do número de escolas incluídas na análise, a menos que a nova variável entrasse no modelo sem variar aleatoriamente entre escolas (isto é, com o termo de erro associado a seu coeficiente sendo postulado como nulo). Por outro lado, a inclusão de número expressivo de variáveis no nível 1 com o termo de erro sendo constrangido a ser nulo tende a afetar a distribuição dos resíduos, afastando-os do pressuposto de distribuição normal. Esse problema é particularmente proeminente quando as variáveis cujos coeficientes têm variância interescola constrangida na especificação do modelo estão fortemente correlacionadas com a variável cujo coeficiente de nível 1 está sendo modelado no nível 2 (Bryk e Raudenbush 1992, cap 10). Esta foi a razão por termos optado por um modelo enxuto; o preço que pagamos é que nossa variável de nível socioeconômico capta o aspecto étnico que não foi modelado explicitamente.

Resultados

O ajuste dos modelos multiníveis especificados nos diagramas 1A e 1B permite-nos responder nossas questões de pesquisa. Começamos apresentando as respostas que emergiram da análise; discutimos também o significado dessas respostas. Em seguida, explicitamos os resultados da modelagem e indicamos de que modo as respostas apresentadas derivam dos resultados da modelagem. Embora esta seja uma forma pouco convencional de apresentação de resultados, esperamos que isso permita que leitores ainda não acostumados com métodos quantitativos possam beneficiar-se da leitura do artigo.

As respostas às questões de pesquisa

De modo bastante sintético, podemos afirmar que nossos resultados indicam que:

- As escolas brasileiras diferem em termos de eficácia. Isto é, o desempenho médio em matemática de seus alunos difere após o controle pelo nível socioeconômico dos alunos (*NSE_Aluno*) e pelo nível socioeconômico médio da escola (*NSE_Escola*);

- Em primeira análise, as escolas que preparam projetos pedagógicos apresentam maior desempenho médio. No entanto, esse resultado não se mantém quando implementado o adequado controle pelo nível socioeconômico do aluno e pelo nível socioeconômico da escola. Isto ocorre porque as escolas que recebem alunos com maior nível socioeconômico são as que mais freqüentemente preparam projeto pedagógico. Sem o adequado controle, a variável em estudo acaba por captar indevidamente um efeito que é devido à composição da escola. Com o controle adequado, pode-se concluir que a existência de projeto pedagógico da escola não leva a maior eficácia escolar. Esse resultado será discutido em detalhe mais à frente.
- Com relação à equidade, os resultados obtidos são contrários à hipótese pressuposta em nossa questão de pesquisa. Eles sugerem que a elaboração de projeto pedagógico de escola esteja relacionada com equidade, mas em sentido diametralmente oposto ao que supúnhamos: onde se elabora plano pedagógico, os alunos com NSE mais alto são mais favorecidos que os alunos da mesma escola com menor NSE; assim sendo, aumenta-se a diferença cognitiva entre os alunos.

Registre-se que como a elaboração de projeto pedagógico não está associada ao aumento da eficácia da escola, o resultado que emerge da análise é o de que os resultados médios tendem a ficar inalterados e que o efeito da elaboração do projeto pedagógico associa-se ao aumento da dispersão dos resultados em torno da média da escola.

Faz-se necessário indagar se esses resultados não decorreriam das limitações dos dados disponíveis. Conforme já apontado, a existência do projeto pedagógico de escola dá pouca indicação do significado que teve o processo de elaboração para os agentes que atuam na escola. Por isso, muitas escolas onde afirma-se elaborar projeto pedagógico mas onde este processo reduz-se à mera formalidade estão mais próximas das escolas que não elaboram projeto pedagógico. Face aos dados disponíveis, há, portanto, uma tendência de *subestimação* pela análise do efeito de elaboração de plano pedagógico de escola. Isso nos obriga a considerar com muita cautela o resultado que indica que projeto pedagógico não afeta a eficácia escolar; por outro lado, o mesmo raciocínio nos leva a reafirmar o resultado que indica o efeito sobre a equidade.

A apresentação dos resultados da modelagem multinível

A primeira questão de pesquisa é: há diferenças entre as escolas que não sejam derivadas do nível socioeconômico dos alunos? A pergunta não envolve, portanto, variáveis explicativas da escola. A busca de resposta a essa pergunta envolve controle pelo nível socioeconômico da escola, pelas razões já apresentadas na nota 10. O modelo heurístico que permite a investigação dessa

questão consiste em uma simplificação daquele já apresentado no diagrama 1A: suprime-se a parte do diagrama que envolve a variável de efeito escola. Observe-se que a resposta positiva a esta primeira pergunta significa que as escolas podem diferir em eficácia (isto é, no resultado médio de seus alunos após o adequado controle pelo nível socioeconômico), em promoção de equidade (isto é, nos distintos modos como o NSE do aluno afeta seu resultado escolar em distintas escolas), ou em ambas (isto é, na eficácia e na equidade). A tabela 2 apresenta o resultado da estimação do modelo multinível.⁹

Tabela 2: Modelo para Avaliação de Existência de Diferencial em Eficácia e Equidade das Escolas

Efeitos Fixos	Coefficiente	Erro Padrão	Teste t	Graus de Liberdade	p-valor
Intercepto					
Intercepto	260	0,58	445,38	2476	0,000
NSE_Escola	49	1,06	46,50	2476	0,000
NSE_Aluno	8,4	1,05	8,00	2477	0,000
Repetência	- 18,6	0,65	- 28,69	17239	0,000
Efeitos Aleatórios					
Efeitos Aleatórios	Variância	Desvio Padrão	G.L.	χ^2	p-valor
Intercepto - u_{0j}	234	15,3	2395	5859	0,000
Inclinação NSE_Aluno- u_{2j}	449	21,2	2396	2552	0,013
Erro Nível 1 - r_{ij}	1437	37,9			

A primeira parte da Tabela 2 (efeitos fixos) informa os coeficientes médios¹⁰ para as variáveis do modelo; a segunda parte (efeitos aleatórios) permite avaliar se os coeficientes médios estimados variam de escola para escola. Observe-se que nosso objetivo com o modelo cujos resultados foram apresentados acima é o de avaliar se as escolas brasileiras apresentam diferenças que não estejam associadas ao nível socioeconômico. Em outras palavras: queremos saber se as escolas brasileiras variam em eficácia e em promoção da equidade. O tema da eficácia dirige nossa atenção para o coeficiente do intercepto (isto é, para o coeficiente que independe das variáveis consideradas na

⁹ Convém explicitar que em todas as análises apresentadas neste artigo a variável NSE_Aluno é centrada na média da escola. Isto significa que, em cada escola, a mencionada variável assume valor nulo para os alunos com NSE igual ao NSE médio da escola; assume valor positivo para alunos que tenham NSE maior que o NSE médio de sua escola; e assume valor negativo para alunos que tenham NSE menor que o NSE médio de sua escola.

modelagem); já a equidade está relacionada com o coeficiente da variável *NSE_Aluno*. Consideramos inicialmente o tema da eficácia: inspeção direta da Tabela 2 revela que o coeficiente do intercepto é 260.¹¹ Como os coeficientes apresentados na Tabela 2 são médias dos coeficientes de todas as escolas de nossa amostra, devemos perguntar se esse coeficiente varia de escola para escola. Em outras palavras: precisamos testar se a medida da eficácia assume valores distintos em diferentes escolas. Apenas por convenção, adota-se usualmente a seguinte nomenclatura:

$$\text{Eficácia de cada Escola} = \text{Eficácia Média} + \text{Diferencial de Eficácia para cada Escola}$$

Observe-se que o mencionado diferencial pode ser positivo ou negativo. Outra convenção usual é a de rotular o ‘Diferencial de Eficácia para cada Escola’ como sendo u_{0j} . Isso leva a:

$$\text{Eficácia de cada Escola} = \text{Eficácia Média} + u_{0j}$$

Se u_{0j} efetivamente variar de escola para escola, poderemos considerar que as escolas incluídas em nossa amostra possuem eficácia diferenciada. Caso as escolas possuam a mesma eficácia, u_{0j} assumirá o mesmo valor para todas as escolas.¹² O resultado apresentado na Tabela 2 indica a existência de variabilidade de u_{0j} (variância = 234). Isso indica que as *escolas de nossa amostra* possuem eficácia diferenciada. Para algumas o intercepto será significativamente maior que 260 e para outras será menor. Resta-nos ainda investigar se temos razões para sustentar que o resultado obtido com nossa amostra é indicativo de existência de eficácia diferenciada para a população de escolas brasileiras. Trata-se, portanto, de um problema convencional de inferência estatística. Como o mesmo problema – generalização de um resultado obtido na amostra para a população – também ocorre para o caso do tema da equidade, deixamos para apresentar de modo mais detalhado o modo como isso é abordado logo abaixo, quando da discussão sobre diferenças em equidade promovida pelas escolas. Adiantamos que o resultado do modelo estimado indica que a eficácia varia entre as escolas da população.

¹⁰ Observe-se que os coeficientes foram estimados como conjuntos de coeficientes para cada escola. A Tabela 2 informa a média dos coeficientes das escolas.

¹¹ O coeficiente estimado (260) corresponde ao valor médio da proficiência dos alunos quando as demais variáveis incluídas no modelo assumem valor nulo. $NSE_Alunos = 0$ para os alunos que têm NSE igual à média de sua escola; Repetência = 0 para alunos que não repetiram.

¹² Esse valor será nulo, pois quando não há diferença entre as escolas a eficácia de cada escola é idêntica à eficácia média.

O tema da equidade está associado ao coeficiente da variável *NSE_Aluno*. Este coeficiente foi estimado como sendo 8,4. Isto significa que, em média, alunos que têm NSE um desvio padrão acima da média ganham 8,4 pontos no teste de matemática, quando comparados com alunos de NSE igual à média; significa também que alunos com NSE um desvio padrão abaixo da média perdem 8,4 pontos no teste de matemática, quando comparados com alunos de NSE igual à média. Como os coeficientes da Tabela 2 são coeficientes médios, podemos perguntar se esses coeficientes variam de escola para escola. Antes de abordarmos essa questão, devemos registrar que a promoção da equidade pela escola está associada à diminuição do coeficiente de *NSE_Aluno*: quanto menor for este coeficiente, menos os resultados escolares estarão associados à origem social dos alunos.

A partir daqui, a discussão torna-se análoga àquela da eficácia: considerando que o coeficiente de *NSE_Aluno* é uma medida da equidade, precisamos testar se este coeficiente assume valores distintos em diferentes escolas. Por convenção, adota-se usualmente a seguinte nomenclatura:

$$\textit{Equidade promovida pela escola} = \textit{Equidade Média} + \textit{Diferencial de Equidade de cada Escola}$$

Tal qual no caso da eficácia, observe-se que o diferencial de equidade pode ser positivo ou negativo. Outra convenção usual é a de rotular o 'Diferencial de Equidade de cada Escola' como sendo u_{1j} . Isso leva a:

$$\textit{Equidade Promovida pela Escola} = \textit{Equidade Média} + u_{1j}$$

Se u_{1j} efetivamente variar de escola para escola, poderemos considerar que as escolas incluídas em nossa amostra promovem equidade de modo diferenciado. Caso as escolas não possuam diferenças em termos de promoção de equidade, u_{1j} assumirá o mesmo valor para todas as escolas. O resultado apresentado na Tabela 2 indica a existência de variabilidade de u_{1j} (variância = 449). Isso indica que as *escolas de nossa amostra* possuem eficácia diferenciada. Para algumas o coeficiente será significativamente maior que 8,4 e para outras será menor. Muito embora essa discussão seja análoga àquela desenvolvida para o caso da eficácia, deve ser registrado que como a promoção de equidade está associada a coeficientes menores, valorizamos u_{1j} negativos; no caso da eficácia, valorizamos u_{0j} positivos, que estão associados a maior eficácia.

Falta-nos ainda avaliar se a diferença existente entre as escolas da amostra é efetivamente indicativa de diferenças na população de escolas. As estatísticas descritivas suplementares

apresentadas na parte inferior da Tabela 2 – desvio padrão dos termos u_j e graus de liberdade – são as informações necessárias para a condução do teste de hipótese, cujo resultado é sintetizado pelo *valor de probabilidade* (p-valor). Para o caso específico do diferencial de equidade, estimamos p-valor = 0,013. Isto significa que se sorteássemos um grande número de amostras com as mesmas características de nossa amostra, esperaríamos obter diferenças na promoção de equidade em 98,7% das amostras, o que nos leva a aceitar a hipótese de que as escolas brasileiras diferem em termos de promoção de equidade.

Estes resultados nos incentivaram a prosseguir na investigação e a avaliar se a elaboração de plano pedagógico de escola está associada à eficácia e à promoção de equidade pela escola. Para isso, fizemos a estimação do modelo multinível especificado nos diagramas 1A e 1B. Nesse modelo, tomamos o cuidado de testar e implementar alguns controles adicionais, de modo a evitar a possibilidade de assumirmos como efeito de projeto pedagógico de escola efeitos que estão associados a outras variáveis disponíveis na base de dados. Por isso, o modelo representado pelos diagramas 1A e 1B e os resultados da estimação apresentados na Tabela 3 envolvem variáveis de controle adicionais; mas nosso foco na interpretação e discussão do modelo está centrado no tema do efeito de elaboração de projeto pedagógico de escola. A Tabela 3 apresenta o modelo final.

Tabela 3: Modelo Multinível Final

Efeitos Fixos	Coefficiente	Erro Padrão	Teste t	Graus de Liberdade	p-valor
Intercepto					
Intercepto (γ_{00})	260,2	0,8	313,6	2421	0,000
NSE_Escola (γ_{01})	49,4	1,2	40,3	2421	0,000
NSE_Aluno					
Intercepto (γ_{10})	4,4	1,5	2,8	2419	0,005
NSE_Escola (γ_{11})	-4,2	2,1	-1,9	2419	0,052
Experiência (γ_{12})	0,4	0,15	2,5	2419	0,010
PP_Escola (γ_{13})	5,7	2,1	2,6	2419	0,009
Repetência (γ_{20})	-18,3	1,34876	-13,6	16918	0,000
Efeitos Aleatórios	Variância	Desvio Padrão	G.L.	χ^2	p-valor
Intercepto - u_{0j}	235	15,3521	2341	5760	0,000
Inclinação NSE_Aluno- u_{1j}	422	20,5512	2339	2474	0,025
Erro Nível 1 - r_{ij}	1441	37,9612			

O primeiro aspecto da Tabela 3 a ser comentado refere-se ao tema da eficácia. Muito embora o Diagrama 1B especificasse a presença da variável *PP_Escola* na modelagem do desempenho

médio dos alunos, isso não aparece no modelo apresentado na Tabela 3: o intercepto é 260 e a única variável que modela este intercepto é *NSE_Escola*. Isto ocorre porque quando incluímos a variável *PP_Escola* no modelo do intercepto, a estimação do modelo indicou que o efeito da variável era muito pequeno (-0,7) e não estatisticamente significativo ($p\text{-valor} > 0,5$). Isto nos levou a retirar a variável e a re-estimar o modelo. Foi por isso que iniciamos a apresentação de resultados afirmando que a elaboração de projeto pedagógico não mostrou-se associada à eficácia escolar. Recorde-se que já fizemos as ressalvas relativas à falta de medidas que pudessem avaliar o efetivo comprometimento da escola com a elaboração do projeto de escola. A este respeito, será importante investigar se as novas medidas sobre trabalho colaborativo incluídas no SAEB 2001 se mostrarão úteis no estudo do tema em questão. Em princípio, é possível argumentar que a falta de efeito de projeto pedagógico de escola na eficácia escolar pode estar relacionada com o padrão de correlação entre a ocorrência de projeto pedagógico de escola e o nível socioeconômico da escola. Como, no momento, não é possível melhorar a medida sobre projeto pedagógico de escola, re-estimamos o modelo com medida indicadora de nível socioeconômico da escola em lugar da medida original de nível socioeconômico construída via análise de componentes principais. Simplesmente tomamos como indicador do nível socioeconômico dos alunos a filiação à rede de ensino (privada ou pública). Neste contexto, no qual o controle socioeconômico é bastante grosseiro, a variável projeto pedagógico de escola mostrou-se positivamente relacionada com o desempenho escolar, com magnitude relativamente modesta mas de modo estatisticamente significativo. Este resultado deve estimular o reexame do tema da eficácia de projeto pedagógico de escola à luz de melhores medidas sobre a escola.¹³

O tema da equidade relaciona-se com o coeficiente da variável *NSE_Aluno*. Este coeficiente é afetado pela variável em estudo (*PP_Escola*) e pelas variáveis de controle incluídas no modelo (anos de experiência do diretor em educação e *NSE* da escola). Os resultados apresentados na Tabela 3 indicam que o intercepto para o coeficiente *NSE_Aluno* é 4,5 e que o coeficiente da variável *PP_Escola* é 5,7. Isto indica que o coeficiente do *NSE_Aluno* assume valor $(4,5 + 5,7 = 10,2)$ quando a escola possui projeto pedagógico. Foi este resultado que nos levou a afirmar que a variável *projeto pedagógico de escola* estava associada a melhores resultados dos alunos cujo *NSE* é maior que a média de sua escola e a piores resultados dos alunos cujo *NSE* é menor que a média da escola.¹⁴ De modo análogo àquele já apresentado, faz-se necessário testar se temos razões para

¹³ O resultado da estimação do modelo auxiliar mencionado acima, bem como os dos demais modelos auxiliares que serão referidos à frente estão reproduzidos em anexo ao texto principal.

¹⁴ Recorde-se que a análise é conduzida de modo que os alunos com *NSE* igual à média em sua escola têm $NSE_Aluno=0$

afirmarmos que o resultado encontrado para a amostra de escolas investigadas pode ser generalizado para a população de escola. Isso envolve um teste de hipótese, que investiga a probabilidade de encontrarmos coeficiente da variável *PP_Escola* positivo caso tivéssemos à disposição um número muito grande de amostras. O resultado obtido (p -valor = 0,009) indica que em 99,991 % das amostras tenderíamos a obter coeficientes positivos, o que autoriza a generalização.¹⁵

O resultado relativo à equidade indica que em escolas que elaboram projeto pedagógico os resultados escolares dos alunos estão mais espalhados em torno da média do que nas escolas que não elaboram projeto. Em princípio, poder-se-ia supor que isso pudesse estar ocorrendo apenas devido ao fato de que um grupo de alunos aprende mais. Mas nossos resultados indicam que não é este o caso: se assim fosse, a elaboração de projeto pedagógico redundaria no aumento dos resultados médios da escola, isto é, de sua eficácia. Como já vimos que isso não ocorre, somos levados a considerar que o efeito é o aumento das diferenças dentro da escola: alunos com maior nível socioeconômico obtêm melhores resultados enquanto estudantes com menor nível socioeconômico obtêm piores resultados; diminui a equidade intraescolar.

As análises apresentadas até aqui incluem as escolas participantes do SAEB-1999, a menos das exclusões já mencionadas, relacionadas com dados faltantes. Logo, trata-se de uma amostra que inclui tanto escolas públicas quanto particulares. Pode ser argumentado que a discussão sobre projeto pedagógico de escola apresentada neste texto focaliza a especificidade da escola pública. Muito embora o controle pelo nível socioeconômico médio dos alunos das escolas seja uma forma de lidar com as diferenças nas redes, é lícito investigar se o resultado não estaria afetado pela presença de escolas privadas na amostra analisada. Há duas possíveis rotas para a investigação deste efeito. A primeira baseia-se na inclusão de variável indicadora de rede de ensino (1=privada; 0=pública); outro caminho é a condução da modelagem estratificada por rede de ensino. Ambas as estratégias foram perseguidas e os resultados são apresentados abaixo, de modo resumido.¹⁶

A inclusão da variável rede na análise não provoca modificações importantes no resultado. Com relação à modelagem do intercepto, a variável rede mostra-se positivamente relacionada com a proficiência, explicando parte da variância inicialmente explicada pela variável que mede o nível socioeconômico da escola. Sua inclusão ou exclusão do modelo não abre qualquer espaço para a inclusão da variável “Plano Pedagógico de Escola” na modelagem do intercepto. Com relação à

¹⁵ Há diversos outros aspectos da análise que poderiam ser discutidos mas não queremos abandonar nosso foco. Apenas assinalamos que o exame dos efeitos aleatórios indica que ainda há variância a ser explicada, tanto em relação à eficácia quanto em relação à equidade. Logo, ainda é possível prosseguir na modelagem, focalizando outros aspectos que podem estar associados à eficácia e à equidade.

¹⁶ As tabelas com os resultados da estimação dos modelos adicionais encontram-se em anexo.

modelagem do coeficiente associado ao nível socioeconômico do aluno, a variável rede mostra-se não significativa e a estimativa pontual é próxima de zero.

A outra rota de análise envolve a estimação de modelos na subamostra de escolas públicas. Como o plano amostral do SAEB previa a publicação de resultados em separado com precisão equivalente para escolas privadas, estaduais e municipais, a subamostra de escolas públicas é composta por cerca de dois terços da amostra completa. Com relação à eficácia escolar – modelagem do intercepto –, a variável indicadora de existência de projeto pedagógico de escola mostrou-se não significativa e com valor estimado próximo de zero. Logo, o resultado não diferiu neste respeito daquele obtido para a amostra completa. Com relação à equidade, o ajuste de modelo de coeficientes aleatórios indicou que a variável nível socioeconômico é estatisticamente significativa e não varia entre escolas. Esse resultado é consequência da simultânea redução do poder estatístico da análise, via redução do número de escolas incluídas na análise, e do fato de que para expressivo número de escolas públicas o teste do SAEB mostrou-se muito difícil, discriminando pouco os alunos em termos de rendimento escolar. Este contexto não permite que o efeito de plano pedagógico de escola sobre a promoção de equidade intraescolar possa ser avaliado via análise estratificada. A interpretação alternativa, que não estamos preparados para sustentar, seria a de que nas escolas públicas o coeficiente de regressão associado à variável nível socioeconômico do aluno não varia de escola para escola.

Conclusões

Paralelamente à apresentação dos resultados, registramos as limitações inerentes aos dados com os quais contávamos e discutimos a repercussão dessas limitações sobre os resultados. Indicamos que há razões para supor que, face às características dos dados disponíveis, nossos resultados podem estar subestimando o papel do projeto pedagógico sobre a eficácia da escola; mas não há razão para supor que o efeito relativo ao aumento das desigualdades dentro das escolas derive das limitações dos dados disponíveis. Mesmo com esse resultado, não advogamos a inadequação a priori de políticas que estimulam a elaboração de projeto pedagógico de escola pois diversas das pesquisas já mencionadas neste artigo enfatizam que projetos pedagógicos de escolas podem se constituir em importante elemento de renovação e requalificação da educação. Concluiremos este artigo com uma reflexão sobre nossos resultados e com uma recomendação sobre as políticas relacionadas com projeto pedagógico de escola.

Ainda que altamente indesejável, o resultado relativo ao aumento das desigualdades intra escola não é incomum em um país que tem mantido um dos quadros mais crônicos de desigualdades

sociais no mundo. Quando da avaliação do Projeto EDURURAL, iniciativa da década de 1980 que objetivava o aprimoramento da qualidade da educação a partir de investimentos em insumos educacionais, Harbison e Ranushek (1992) chegaram a resultados que indicavam que a intervenção efetivada pelo projeto nos estados de Pernambuco, Ceará e Piauí redundou em modesta melhora nos resultados médios dos alunos apenas no Piauí. Quanto à taxa de promoção, houve agravamento do quadro nos três estados. Em outro texto (Franco 2001), um de nós argumentou que, face à melhoria das condições de ensino, isso poderia estar associado ao aumento da exigência dos professores. Uma explicação alternativa para o mencionado resultado seria o aumento da dispersão dos resultados obtidos dentro das escolas, o que redundaria em maior repetência.¹⁷

A manutenção ou o aprofundamento de desigualdades sociais é consequência de dois tipos de processo. No primeiro, a própria desigualdade social faz com que indivíduos e grupos ocupem posições diferenciadas, o que redundando em capacidade distinta de mobilização de estratégias de defesa de interesses, o que acaba por realimentar as desigualdades sociais. No segundo tipo, diferentemente das ações diretamente voltadas à defesa de interesses, as desigualdades sociais são fomentadas tanto por iniciativas neutras em relação às desigualdades sociais como até mesmo por iniciativas voltadas à diminuição das diferenças sociais. Neste caso, as diferentes posições ocupadas pelos atores sociais levam a capacidade distinta de apropriação de recursos proporcionados por políticas sociais. Esta situação é particularmente perversa quando trata-se do tema da apropriação de recursos cognitivos, quando a própria capacidade de apropriação depende também dos recursos cognitivos já disponíveis. O resultado de nossa investigação é um desses casos em que a produção de desigualdade está associada a ações voltadas para a diminuição das desigualdades.

A pesquisa é inócua para lidar com os processos de produção de desigualdades sociais do primeiro tipo, pois eles envolvem ações intencionais de defesa de interesses individuais ou de grupos. Já no segundo caso, a desigualdade social é produzida a despeito das intenções dos agentes envolvidos e, neste caso, é importante poder contar com a pesquisa para a formulação de políticas sociais baseadas em evidência. Com relação ao tema investigado neste artigo, será relevante que projetos pedagógico de escola tematizem explicitamente a questão da inclusão social e da diminuição da desigualdade social como algo afeto não apenas à relação da escola em seu conjunto com o meio social mas também como uma questão interna à escola.

O aprimoramento das contribuições da pesquisa para políticas educacionais baseadas em evidência depende da disponibilidade de melhores dados. Temos evidência de que o SAEB 2001

¹⁷ Infelizmente, o modo como os dados foram coletados e a abordagem analítica utilizada no Edurural não permitem que esta hipótese seja testada.

introduzirá algumas melhorias relevantes (INEP 2001) mas a falta de dados longitudinais ainda constitui-se em uma limitação importante para que a pesquisa possa oferecer maior contribuição às políticas educacionais.

Referências Bibliográficas

- BANCO MUNDIAL. (1995). Prioridades y Estratégias para la Educacion. Estudio Sectorial del Banco Mundial. Departamento de Educacion y Políticas Sociales. 1995.
- BIDWELL, C. e KASARDA, R. (1980) Conceptualizing and measuring the effects of schools and schooling, *American J. Education*, 88, 401-430, 1980.
- BONAMINO, A. (2001). Tempos de avaliação educacional: O SAEB, seus agentes e referências. Rio de Janeiro: Quarter.
- BRASIL, Secretaria de Ensino Fundamental/MEC. Parâmetros Curriculares Nacionais: terceiro e quarto ciclos do ensino fundamental – Introdução. Brasília: MEC/SEF, 1998
- BRYK & RAUDENBUSH, SW (1992). Hierarchical linear models. Sage, Newbury Park.
- COLEMAN, J.S. et al. (1966) Equality of educational opportunity (Coleman Report). Washington, U.S. Government Printing Office.
- COLL, Cesar (1994). Possibilidades críticas en el desarrollo de la Reforma Curricular Española. *Substractum*, II (5).
- COLL, Cesar (1989). Diseño Curricular Base y Proyetos Curriculares. Barcelona, *Cuadernos de Pedagogia*, n. 168.
- CUNHA, L. A. (1975). Educação e desenvolvimento educacional no Brasil. Francisco Alves, Rio de Janeiro.
- FLETCHER, P.R. (1996): SAEB - Relatório Técnico sobre a Amostra de 1995: -
- FRANCO, C. 2001. A investigação sobre eficácia escolar no Brasil. PUC-Rio (Departamento de Educação), Rio de Janeiro.
- GADOTTI, Moacir (2000). Projeto Político-Pedagógico da Escola / Fundamentos para sua realização. In: Gadotti, M. e Romão, José E. (orgs.). *Autonomia da Escola / princípios e propostas*. São Paulo: Cortez: Instituto Paulo Freire – Guia da Escola Cidadã; v. I.
- GOUVEIA, A.J. (1967). Desigualdades no acesso à educação de nível médio. *Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos*, 48 (107), 32-43..
- HAVIGHURST & GOUVEIA (1969). Brazilian secondary education and socio-economic development. Praeger Publishers, Nova Iorque.

- LEE, V.E. (2001). What are Multilevel Questions, and How Might We Explore Them with Quantitative Methods? *Estudos em Avaliação Educacional*. (no prelo).
- MARQUES, Mário Osório et al (1994). O projeto pedagógico da escola. Brasília, MEC. Secretaria de Educação Fundamental (Séries Atualidades Pedagógicas; 9).
- NEVES, Carmen M de Castro (1996). Autonomia da Escola Pública: um enfoque operacional. In: Veiga, Ilma Passos A (org.). *Projeto Político-Pedagógico da Escola*. Campinas (SP): Papyrus.
- PARO, Vitor Henrique (1995). Por Dentro da Escola Pública. São Paulo: Xamã.
- PESTANA, M.I. (1998). O sistema de avaliação brasileiro. *Revista Brasileira de Estudos Pedagógicos*, 191.
- RAUDENBUSH S. e WILLMS J.D. (1995). The estimation of school effects. *Journal of Educational and Behavioral Statistics* 20: (4) 307-335.
- SAEB 2001: Questionário, versão para o pré-teste. INEP, Brasília.
- SOBRINHO, J.A. (2001). O Plano de Desenvolvimento da Escola e a gestão escolar no Brasil: situação atual e perspectivas. MEC/ Fundescola, Brasília.
- XAVIER et al (orgs.) (1995). Gestão Escolar: desafios e tendências. Brasília, Ipea (Série IPEA, 145).

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

A importância da educação dispensa justificativa: o acesso ao mercado de trabalho, rendimentos, combate à pobreza, saúde, acesso a serviços públicos, a transmissão inter-generacional da educação e o exercício da cidadania todos sofrem forte influência positiva por parte do nível educacional.

No atual momento, existem três fatores – inovações na política educacional, novas e melhores fontes de dados e um volume crescente de trabalho acadêmico sobre os temas educacionais – que criam uma necessidade de discutir os determinantes do sucesso educacional no Brasil.

É na esperança de contribuir para a consolidação deste corpo crescente de pesquisa, além de subsidiar as políticas educacionais e sugerir uma agenda futura de pesquisa que o IPEA, o FUNDESCOLA e o PNUD propõem este Encontro sobre os Determinantes do Sucesso Educacional.

ipea

Brasília: SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES – Térreo – 70076-900
Brasília - DF – Tel.: (61) 315-5000 Fax: (61) 321-1597

Rio de Janeiro: Av. Presidente Antônio Carlos, 51 – 13º andar – 20020-010
Rio de Janeiro - RJ – Tel.: (21) 3804-8000 Fax: (21) 2240-1920

www.ipea.gov.br

informações

Sergei Soares – sergei@ipea.gov.br
Renata Orofino – orofino@ipea.gov.br

